

我国中老年群体健康不平等的 早期根源追溯

——基于机会不平等的测度与分解

白春玲, 陈 东

(山东大学 经济学院, 山东 济南 250100)

摘 要: 机会不平等是隐藏在我国中老年群体健康不平等背后的深层次原因, 促进机会平等亦是实现健康公平的焦点问题。基于 Roemer 机会平等理论, 利用 CHARLS 2011—2018 年 4 期追踪数据, 实证检验“环境”因素和“努力”因素对中老年健康的整体影响, 并依托事前参数法、Shapley 分解和非线性 Oaxaca-Blinder 模型测度与分解机会不平等程度, 最后基于方差分解进一步衡量相对“努力”的贡献度。结果表明, “环境”因素中, 儿童期社会经济地位、16 岁以前居住在城镇地区及其社区环境对中老年健康具有长期正向影响, “努力”因素中, 受教育程度的作用最为明显, 能够显著改善中老年时期的健康水平; “环境”对“努力”存在偏效应, 儿童期社会经济地位越好, 越有可能养成良好的生活习惯和接受更高水平的教育; 与“环境”相关的事前机会不平等绝对系数为 0.105, 儿童期家庭经济情况、父母受教育程度和幼时父母健康是形成机会不平等的主要因素; 性别、城乡、出生队列间的机会不平等差异主要源于系数效应, 即“环境”对健康结果影响程度的不同; 纳入相对“努力”后, 生活方式和受教育程度两个相对“努力”变量对健康不平等的解释率为 12.17%。关注儿童时期家庭社会经济环境, 从儿童期开始将贫困、教育、医疗等纳入健康干预措施是破除健康机会不平等的重要路径。

关键词: 中老年群体; 健康不平等; 机会不平等; 环境; 努力

中图分类号: C913.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2022) 02-0104-20

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2021.00.065

收稿日期: 2021-08-26; 修订日期: 2021-12-16

基金项目: 教育部人文社会科学基金项目“老年健康不平等的早期根源追溯研究”(18YJA790010); 山东省自然科学基金项目“机会不平等视角下的老年群体健康差异与干预研究: 基于生命周期的动态跟踪”(ZR2019MG005); 山东大学人文社会科学重大项目“大数据背景下健康老龄化中国方案的难点突破研究”(19RWZD03)。

作者简介: 白春玲, 山东大学经济学院博士研究生; 陈东 (通讯作者), 山东大学经济学院教授, 博士生导师。

一、引言

健康是人类福利的起点,既衡量了“人存在于世”,也衡量了“人如何存在于世”。在与疾病和死亡的对抗中,伴随着物质条件的改善和医疗卫生事业的进步,我国人口健康状况取得了较大提升,但城乡之间、地区之间、社会阶层之间的健康不平等仍是一个不争的事实,已成为推动健康中国建设的基本障碍^[1]。而对健康不平等的研究,国内外学者主要集中在两个方面:一是采用基尼系数、集中指数等进行测度和比较,重在强调“看到的”健康结果的不平等^[2-3]。事实上,社会公众深恶痛绝的往往不是健康结果的表象差距,而是隐藏在背后的家庭背景、出生地环境等机会不平等因素^[4]。二是基于回归模型考察收入、教育、职业等社会经济因素对健康结果的影响^[5-6],此类研究大都侧重成年期某一时点的静态作用,忽视了健康是一个全生命周期概念,中老年健康不平等相当一部分是生命早期生活经历的纵向累积,早期生活经历是整个生命周期发展的基础,亦是健康不平等形成的起点^[7]。这就要求从生命历程前端入手,建立早期经历和中老年期的健康关联,系统挖掘中老年群体健康不平等背后的早期深层次根源。

罗默(Roemer)机会平等理论为弥补上述不足提供了新契机,该理论指出由种族、家庭背景等个体无力控制的“环境”因素导致的健康不平等是不合理的,由生活方式等个体可以选择的“努力”因素引起的健康不平等则是合理的^[8-9]。机会平等理论旨在创造一个公平的竞争环境,使个体在相同起跑线上凭借自身“努力”获得回报,即“敏于志向,钝于禀赋”。运用机会平等理论分析健康不平等问题,一方面有助于挖掘隐藏在健康不平等背后的不公正因素,动态追踪早期生活经历(特别是父母社会经济地位等个体无法控制的“环境”因素)与中老年健康的关系;另一方面实现健康公平是个体责任和社会责任的有机统一,正如机会平等理论所言,“努力”因素是个体选择的结果,个体应当负责,而“环境”因素不在个体控制范围之内,社会责任应该关注,健康干预政策应当补偿处于“环境”劣势情况下的个体。因此,在机会平等理论下有助于明确健康干预政策的责任范围,将儿童期作为健康干预的最佳时期,这也是贯彻“从生命早期预防”的理念,是为人民群众提供全方位全周期健康服务的题中应有之义。基于此,本文从机会平等视角探究中老年群体健康不平等的根源,系统估计“环境”和“努力”对健康结果的影响,并采用Shapley分解、非线性Oaxaca-Blinder和方差分解等方法考察各因素的贡献度与群体异质性,以期为我国制定和出台有针对性的健康干预政策提供建议。

二、文献综述

自罗默提出“环境—努力”的二元分析框架后,已有学者开始研究机会不平等与健康不平等的关系。在“环境”因素方面,早期生活经历反映了家庭资源的代际传递过程,并不是受访者早期的行为选择,大都是无力控制的“环境”因素^[10]。既有研究一方面检验早期生活经历对健康的持久影响,发现早期经历大饥荒^[11]、食物匮乏^[12]、父母受教育程度较低和家庭经济条件较差^[13-14]、居住在贫困社区^[15]均会对成年后的健康产生不良影响,不仅会增加患慢性病和意外死亡的概率,而且还会损害认知水平和心理健康^[16]。

另一方面测度和分解与“环境”因素相关的机会不平等,但囿于测度方法和样本数据集的限制,结果存在明显的国别异质性。就测度而言,在英国,参数法和非参数法等事前估计方法发现健康不平等中至少有21%源于“环境”因素^[17],而事后估计方法却指出“环境”因素的贡献度超过40%^[18];在西班牙、法国、德国、意大利等国家,采用基尼系数衡量的机会不平等至少解释了总体健康不平等的50%^[19];在以色列等国家,这一比例更是高达90%^[20]。就分解而言,也有学者采用Shapley分解量化单个“环境”因素对儿童期发展机会的贡献,在印度,跨地区的系统性差异(44.27%)和父母受教育程度(29.91%)对儿童早期发展机会的影响最为显著^[21-22];在阿拉伯地区,儿童期家庭经济情况的影响程度最大(20%—30%),其次是母亲受教育程度(15%—25%),而父亲受教育程度仅占10%左右^[23]。

在“努力”因素方面,现有研究存在两种观点。一种观点以罗默为代表,认为“努力”会受到“环境”因素的影响,由“环境”因素引起的个体努力程度差异也是不公平的^[8-9]。在此观点下,迪亚斯(Dias)构建了“环境”对“努力”因素影响的偏效应理论模型^[24],特拉努瓦(Trannoy)等进一步考察了父母社会经济地位对子代健康的影响途径,发现母亲的社会经济地位对子代健康具有直接影响,父亲的社会经济地位则通过作用于子代社会经济地位而间接影响子代健康^[25]。另一种观点以巴里(Barry)为代表,强调无论“环境”对“努力”因素的影响程度如何,个体所有的“努力”都应该被鼓励^[26]。据此,布里卡尔(Bricard)等分别检验了上述两种观点下欧洲各国的健康机会不平等,在巴里场景下,机会不平等解释了健康不平等的50%,而在罗默场景下,这一比例达到57.50%^[27]。虽然两种观点争执不下,但“努力”因素对健康不平等的影 响也不容小觑。

令人遗憾的是,由于缺乏高质量的微观数据,将机会平等理论运用到我国健康领域的研究依然凤毛麟角。鲁万波、刘波等测度与分解了我国居民健康差距中的机会不平等,前者从城乡视角入手,基于补偿原则发现客观环境的禀赋差异是导致城乡健康差异的根源^[28],后者则借助基尼系数得出机会不平等相对贡献度在18.32%—23.18%间,性别和3岁时所处的经济区域是影响机会不平等的关键因素^[29]。

综上所述,现有研究从不同方面拓展了健康机会不平等问题的研究,但仍存在进一步提升的空间:其一,现有研究测度机会不平等时,侧重父母受教育程度等某些特定“环境”因素作用,忽视了“环境”对于“努力”因素的偏效应,容易以偏概全,影响结论可信性;其二,少数文献采用Shapley方法分解单个“环境”因素的贡献程度,但多侧重儿童期获取营养方面的不平等,事实上随着生命历程的展开,“环境”和“努力”的持续累积效应会发生变化,对中老年健康不平等的影 响仍为未解之谜;其三,机会平等要求补偿处于不利“环境”下的个体,但由“环境”引起的机会不平等既有可能来自个体所处“环境”本身的差异,也有可能源自“环境”对健康结果影响程度的不同,现有研究尚未量化剖析这一来源。

为弥补以上缺憾,本文尝试从以下几个方面来寻求突破:首先,从机会不平等视角分析中老年群体健康不平等背后的根源,既考察了生命早期的社会经济条件是不是引致机会不平

等的重要“环境”因素, 又强调了个体生活方式等“努力”程度的作用; 其次, 采用事前回归参数法测度了由“环境”因素引起的机会不平等, 并结合 Shapley 分解和非线性 Oaxaca-Blinder 模型衡量单个“环境”因素的贡献和群体间差异的来源; 最后, 尝试纳入“环境”和“努力”之间的相关性, 借助方差分解度量相对“努力”对健康不平等的解释度。

三、理论模型

1. 机会不平等测度

依据机会平等理论, 样本量为 N 的人群中, 个体 i 的健康结果 H_i 由“环境”因素 (C_i) 和“努力”因素 (E_i) 共同决定。在罗默的定义下, “环境”因素为超出个体控制范围之外的外生变量, 如父母受教育程度和儿童期家庭经济背景等, “努力”因素则可由个体自主选择决定, 涵盖生活方式和受教育程度^[8-9]。由“环境”因素引起的健康不平等, 在道德上是不正义的, 因为它从未被个体选择, 而由“努力”因素引起的健康不平等则被认为是合理的。虽然“努力”因素反映了个体选择的结果, 但也会受“环境”因素的影响, 例如, 个体受教育程度和生活方式的选择很大程度上会受到儿童期社会经济地位的影响, 含有不可控“环境”因素影响的“努力”差异也是不公平的^[30]。因此, 健康的决定方程可由如下公式共同给出:

$$H_i = \alpha C_i + \beta E_i + \mu_i \quad (1)$$

$$E_i = \gamma C_i + v_i \quad (2)$$

其中, α 为“环境”因素的系数向量, β 为“努力”因素的系数向量, γ 为“环境”对“努力”因素的间接影响, μ_i 和 v_i 为随机扰动项。将公式 (2) 代入公式 (1) 可得:

$$H_i = (\alpha + \beta\gamma) C_i + \beta v_i + \mu_i \quad (3)$$

令 $\alpha + \beta\gamma = \lambda$, $\beta v_i + \mu_i = \omega_i$, 则式 (3) 可进一步表示为:

$$H_i = \lambda C_i + \omega_i \quad (4)$$

其中, 系数向量 λ 既包含了“环境”对于健康结果的直接影响, 也包括了“环境”通过“努力”进而影响健康的间接作用。给定“环境”向量 C_i , 健康结果 H_i 的条件期望值为:

$$\hat{H}_i = E(H_i | C_i) \quad (5)$$

由公式 (5) 可知, H_i 的变化全部来自“环境”因素 C_i , 将 $\hat{H}_i$ 代入不平等的测度函数 $I(\cdot)$, 可得到由“环境”因素引起的机会不平等 $IOP = I(\hat{H}_i)$ 。而 $I(\cdot)$ 的形式, 通常取决于被解释变量的类型, 对于连续变量常采用平均对数偏差, 对于分类变量, 修正的相异指数是最常用方法^[31]。考虑到本文的结果变量均为二分变量或定序变量, 故选用修正的相异指数, 公式如下:

$$D = \frac{2}{N} \sum_{i=1}^N |\hat{H}_i - \bar{\hat{H}}| \quad (6)$$

2. 机会不平等分解

以上事前的回归参数法测量了由“环境”引起的机会不平等,为进一步量化单个“环境”变量的贡献,本文将 Shapley 分解应用于修正的相异指数^[32]。其基本思想是健康结果由各种“环境”变量共同作用,剔除其中任一变量均会对结果产生边际效应,剔除顺序不同得到的结果亦不相同,不同剔除顺序所产生边际效应的均值,则反映了该指标对总体不平等的贡献率^[33]。具体来说,当变量 m 从全集 M 背景下剔除时,所引起修正的相异指数 D 的变化为:

$$D_m = \sum_{S \subseteq M \setminus \{m\}} \frac{|S|! (n - |S| - 1)!}{n!} [D(S \cup \{m\}) - D(S)] \quad (7)$$

其中, M 为“环境”因素全集,内含 n 个变量; S 是除 m 之外的子集,含有 s 个变量, $D(S)$ 和 $D(S \cup \{m\})$ 分别表示子集 S 和包含因素 m 之后的修正相异指数。若令 $D(M)$ 为全集背景下修正的相异指数,则 m 对机会不平等的贡献率 R_m 为:

$$R_m = \frac{D_m}{D(M)}; \sum_{m \in M} R_m = 1 \quad (8)$$

在对“环境”因素的构成分解后,本文继续采用非线性 Oaxaca-Blinder 模型探究性别、城乡、出生队列间机会不平等差异的来源,这是因为产生机会不平等的必要条件在于个体面临不同的“环境”,而“环境”因素又会对结果产生影响^[34]。不同群体间的机会不平等差异可能来自特征效应,即“环境”因素本身差异,也可能来自系数效应,即“环境”因素对健康结果影响程度不同。以城乡为例,假定城镇居民平均健康状况为 $\bar{H}^u$,农村居民平均健康状况为 $\bar{H}^r$,两者之差可分解为如下形式:

$$\begin{aligned} \bar{H}^u - \bar{H}^r = & \left[\sum_{i=1}^{N^u} \frac{F(X_i^u \beta^*)}{N^u} - \sum_{i=1}^{N^r} \frac{F(X_i^r \beta^*)}{N^r} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^u} \frac{F(X_i^u \beta^u)}{N^u} - \sum_{i=1}^{N^u} \frac{F(X_i^u \beta^*)}{N^u} \right] \\ & + \left[\sum_{i=1}^{N^r} \frac{F(X_i^r \beta^*)}{N^r} - \sum_{i=1}^{N^r} \frac{F(X_i^r \beta^r)}{N^r} \right] \end{aligned} \quad (9)$$

其中, $F(\cdot)$ 为健康累积分布函数, X_i^u 和 X_i^r 分别表示城镇居民和农村居民的“环境”变量,对应的系数为 β^u 和 β^r ,样本容量为 N^u 和 N^r 。对于无差别系数 β^* 的选择,无论采用 β^u 还是 β^r ,均会存在高估或者低估系数效应的缺陷^[35],为此本文采用全样本回归系数。等式右边第一项表示城乡居民“环境”因素本身差异,第二项为城镇居民的优势,第三项则代表农村居民的劣势,后两项共同构成系数效应。

3. “努力”效应的拓展

如上所述,机会平等理论同时包含“环境”和“努力”因素,但基于公式(4)的回归参数法仅纳入了“环境”的影响,忽略了“努力”因素的效应,尤其是遗漏了“环境”和“努力”之间的相关性。在健康经济学领域,与生活方式(吸烟、喝酒)相关的健康不平等被认为是合理的,应当纳入“努力”因素中^[36],但却不能简单地将吸烟或喝酒的频率等同于个体相对“努力”,因为生活方式中含有早期家庭经济情况等不可控“环境”因素的影响,个体不应该对此负责^[37-38]。本文尝试借助辅助方程(2),将“环境”的影响从“努

力”因素中剥离出来, 得到个体相对“努力”程度, 即残差项 $\hat{v}_i$ [27], 并将之代替公式 (1) 中的“努力”因素 E_i , 可得到包含“环境”和相对“努力”的估计值 [18, 30], 如下式:

$$\hat{H}_i = \hat{\alpha}C_i + \hat{\beta}\hat{v}_i \quad (10)$$

特别需要强调的是, 由于所涉及的“努力”因素均为分类变量, 无法直接得到残差项 v_i 的估计值, 在参考古里鲁 (Gourieroux) 等研究的基础上采用 Probit 模型估计公式 (2), 并进一步基于以下公式得到残差的条件期望值 [39]:

$$E(v_i | E_i) = \frac{\phi(\gamma C_i)}{\varphi(\gamma C_i)[1 - \varphi(\gamma C_i)]} [E_i - \varphi(\gamma C_i)] \quad (11)$$

其中, ϕ 和 φ 分别表示标准正态分布的概率密度函数和累积分布函数。

上述 Shapley 和非线性 Oaxaca-Blinder 分解是在事前回归参数法下测算的, 而当纳入相对“努力”程度时, 则成为事后机会不平等, 有学者提供了另外一种方法, 即方差分解法 [20, 27, 30]。方差分解法由于满足对称性、平移不变性、分解一致性等原则, 为测度相对“努力”的贡献率提供了有效形式, 具体而言, 健康结果的方差有“环境”和相对“努力”与健康结果之间的协方差给出, 公式如下:

$$\sigma^2(\hat{H}) = \text{cov}(\hat{H}_C, \hat{H}) + \text{cov}(\hat{H}_E, \hat{H}) \quad (12)$$

$$R_C = \frac{\text{cov}(\hat{H}_C, \hat{H})}{\sigma^2(\hat{H})} \quad (13)$$

$$R_E = \frac{\text{cov}(\hat{H}_E, \hat{H})}{\sigma^2(\hat{H})} \quad (14)$$

其中, $\sigma^2(\hat{H})$ 为健康结果的方差, $\text{cov}(\hat{H}_C, \hat{H})$ 和 $\text{cov}(\hat{H}_E, \hat{H})$ 是“环境”和相对“努力”与健康结果之间的协方差, 分别代表由“环境”引起的不平等和由相对“努力”引起的不平等, 两者的相对贡献度 R_C 和 R_E 则由公式 (13) 和公式 (14) 获得。

四、变量选择与描述统计

1. 数据来源

本文数据来自中国健康与养老追踪调查 (China Health and Retirement Longitudinal Survey, CHARLS), 该调查涵盖全国 28 个省 (自治区、直辖市) 的 150 个县、450 个社区 (村), 旨在收集一套我国 45 岁及以上中老年人的高质量微观数据。目前, 该调查已在 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年开展了四次, 并在 2014 年追溯了受访者早期生活经历, 本文以参加了 2014 年专项回顾调查的中老年人为研究对象, 剔除关键变量缺失后, 最终得到样本数 28321 个, 其中 2011 年 6534 个, 2013 年 7619 个, 2015 年 6373 个, 2018 年 7795 个。

2. 变量选取与定义

(1) 健康指标。本文采用自评健康作为度量中老年群体健康的指标, 经验研究表明,

自评健康能够有效预测死亡率、患病率等客观健康指标^[40-41]。CHARLS 问卷有关自评健康提供了两个选项,一是“您觉得您的健康状况是极好,很好,好,一般,还是不好”,二是“您觉得您的健康状况是很好,好,一般,不好,还是很不好”,本文将回答“不好”“很不好”的归为一类,视为健康状况不佳,取值为 0,其余答案视为健康状况良好,取值为 1。

(2)“环境”因素。在对“环境”和“努力”因素界定时,罗默和特拉努瓦认同控制论,认为个体应当对自己控制范围内的事情负责,超出个体控制的外生变量应被视为“环境”因素^[38],但在经验研究中,由于数据集限制,通常不可能详尽所有“环境”变量,考察的多为“环境”因素的子集^[37,42]。为此,本文梳理了经典文献,发现有学者将儿童期家庭经济情况、父母受教育程度、父母健康作为“环境”变量^[17,24-25,30],也有学者又纳入了出生地及宗教信仰^[18,22]。在参考上述文献的基础上,同时结合 CHARLS 数据的可得性,本文将“环境”变量设定为儿童期社会经济地位、父母健康、户籍身份和儿童期居住环境四类。①儿童期社会经济地位。2014 年专项回顾调查询问了受访者儿童期(17 岁以前)的社会经济地位,本文选择家庭贫困状况和父母受教育程度来反映。对于家庭贫困状况,CHARLS 提供了“在您 17 岁以前,相对于那时你们家所在社区(村)的普通家庭,您家的经济状况怎么样”和“17 岁以前家人是否挨饿”两个指标。对于父母受教育程度,分为“受过教育”和“未受过教育”两大类。②父母健康。CHARLS 分别询问了受访者幼时父母是否长期卧病在床,将回答“否”的记为“1”,代表父母健康状况良好,回答“是”的记为“0”,表示父母健康状况较差。③户籍身份。在我国“城乡分治”极具中国色彩的户籍制度,本身就包含或直接影响了教育、医疗等社会资源的分配,本文以 16 岁以前居住地来刻画受访者的户籍身份,其中“0”代表 16 岁以前居住在农村,“1”代表 16 岁以前居住在城镇。④儿童期居住环境。专项回顾调查还包含了受访者童年时居住的社区质量,本文选择 17 岁以前居住社区(村)的安全性和整洁性。对于安全性,CHARLS 提供了非常安全、比较安全、不太安全和完全不安全四个选项,将非常安全、比较安全归为一类,赋值为“1”,其余赋值为“0”。对于整洁性,同样也提供了四个选项,将非常干净整洁、比较干净整洁记为“1”,将不太干净整洁、完全不干净不整洁记为“0”。

(3)“努力”因素。如上所述,控制论理念下“努力”因素是自主选择的结果,受教育程度和生活方式是应用最为广泛的两个“努力”变量,因为在很大程度上个体对此是可控的,应该对此负责^[38]。①受教育程度。CHARLS 问卷涵盖了未受过教育、私塾、小学、中学等 11 个等级,从受访者的回答来看,超过 40% 的表示未完成小学教育,因此本文将受教育程度重新分为四类:未受过教育、小学及以下(包括私塾)、中学(初中、高中)、大专及以上。②生活方式。对于抽烟,CHARLS 问卷询问受访者“您吸过烟吗?”,将回答“是”的取值为“0”,“否”的取值为“1”。而对于喝酒,将每月少于一次的记为“1”,将每月超过一次的取值为“0”。

(4)控制变量。本文选取人口统计学特征作为控制变量,包括性别、年龄和婚姻。将“女性”编码为“0”,“男性”编码为“1”,年龄则为连续变量,集中于 45—108 岁之间,婚姻也被认为是影响健康的重要因素,故将婚姻分为“1-已婚”和“0-未婚、离异、分居、

寡居”两类。

3. 描述性统计

表1报告了各变量的描述性统计。受访者的平均年龄为61.921岁，男性占49%，女性占51%，在健康水平上，71.30%的受访者表示对自身健康状况较为满意，仅有28.70%的认为自己目前的健康状况“不好”或“很不好”。

表1 变量定义与描述性统计

变量	变量描述	均值	标准差	最小值	最大值
自评健康	1=健康状况良好；0=健康状况不佳	0.713	0.453	0	1
环境因素					
儿童期社会经济地位					
家庭经济状况相对较差	1=否；0=是	0.612	0.487	0	1
17岁以前家庭是否挨饿	1=否；0=是	0.301	0.459	0	1
父亲受教育程度	1=受过教育；0=未受过教育	0.410	0.492	0	1
母亲受教育程度	1=受过教育；0=未受过教育	0.127	0.333	0	1
父母健康					
父亲是否长期卧病在床	1=否；0=是	0.916	0.276	0	1
母亲是否长期卧病在床	1=否；0=是	0.861	0.345	0	1
户籍身份					
16岁以前居住地	1=城镇；0=农村	0.093	0.290	0	1
儿童期居住环境					
环境安全性	1=非常安全、比较安全；0=不太安全、完全不安全	0.911	0.285	0	1
环境整洁性	1=非常干净整洁、比较干净整洁；0=不太干净整洁、完全不干净不整洁	0.641	0.480	0	1
努力因素					
生活方式					
吸烟	1=从不吸烟；0=吸烟	0.564	0.496	0	1
喝酒	1=每月少于一次；0=每月超过一次	0.744	0.436	0	1
受教育程度					
未受过教育	1=是；0=否	0.238	0.426	0	1
小学及以下	1=是；0=否	0.422	0.494	0	1
中学（初中、高中）	1=是；0=否	0.319	0.466	0	1
大专及以上	1=是；0=否	0.021	0.143	0	1
控制变量					
年龄	受访者实际年龄	61.921	10.047	45	108
性别	1=男性；0=女性	0.490	0.500	0	1
婚姻	1=已婚；0=未婚、离异、分居、寡居	0.771	0.420	0	1

就“环境”而言，受访者的儿童期社会经济地位普遍较低，38.80%的表示17岁以前家庭经济情况较差，更有70%左右的有挨饿经历，父亲接受过正式教育的占41%，但接受过正式教育的母亲却仅占12.70%。与之截然相反，受访者幼时父母健康状况良好，父母长期卧病在床的比例较低，分别占8.40%和13.90%。16岁以前受访者大都居住在农村，但居住环境质量相对较好，对居住环境整洁性和安全性的评价较高。就“努力”程度来看，健康

风险行为的比例相对较低,超过一半的表示从不吸烟,饮酒频率每月少于一次的更是高达74.40%。受访者整体受教育程度偏低,接受过大专及以上教育的仅占2.10%。

五、实证检验结果

本文首先考察“环境”对健康结果的直接影响和对生活方式、受教育程度等“努力”因素的“偏效应”,在此基础上进一步纳入相对“努力”,以检验“环境”和相对“努力”对健康的整体影响,最后探究性别、城镇、出生队列间的异质性。

1. 基准回归分析

(1)“环境”对健康的直接影响。依据理论框架中的公式(4),本文首先考察“环境”对健康的直接影响,将模型设定为:

$$H_i = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_i + \alpha_2 Pedu_i + \alpha_3 Parh_i + \alpha_4 Rig_i + \alpha_5 Com_i + \gamma_1 D_i + \mu_i \quad (15)$$

其中, H_i 为个体*i*的健康状况, Fin_i 为儿童期家庭经济情况, $Pedu_i$ 代表父母亲受教育程度, $Parh_i$ 表示父母健康, Rig_i 为户籍身份, Com_i 则为儿童期居住的社区环境, D_i 为控制变量,包括年龄、性别和婚姻, μ_i 为随机扰动项。

模型(15)采用Probit估计,表2报告了各变量的估计系数。回归结果显示:其一,儿童期家庭经济条件对中老年健康状况发挥了长期正向影响,17岁以前家庭经济状况相对较好、不曾有挨饿经历的,中老年时期报告自评健康良好的概率较高,且通过了0.01显著性水平检验;其二,父母受教育程度同样对子代健康状况具有持久影响,但母亲接受过正式教育的影响程度更大(0.118),高于父亲受教育程度的作用(0.096);其三,受访者幼时父母健康与中老年时期自评健康的联系更为密切,父母不曾长期卧病在床,尤其是母亲健康状况较好会显著提高自评健康良好的概率,可见儿童时期母亲角色的重要性;其四,户籍身份中16岁以前居住在城镇地区的受访者,中老年期具有明显的健康优势,并且居住环境的安全性和整洁性越高,这种健康优势就会越突出。综上,无论是儿童期社会经济地位、父母健康,还是居住社区(村)的安全性和整洁性,均与中老年健康具有显著的正向关系,儿童期父辈或家庭给予的有利“环境”因素,会给予代传递更多的健康优势,这种优势并非是暂时的,会伴随着整个生命历程持续到中老年期。

在控制变量中,随着年龄增长,各项健康机能逐步退化,报告自评健康较差的概率明显上升。从性别因素看,男性的自评健康状况明显优于女性,从婚姻状况看,相对于无配偶的,有配偶的中老年人更倾向于报告自评健康状况良好。

(2)“环境”对“努力”的偏效应。如前所述,某些“努力”会受到“环境”因素的“污染”,因为“环境”造成的“努力”差异也是不公平的^[30],鉴于此,本文尝试将受教育程度和生活方式中“环境”因素影响剥离出来,得到个体相对“努力”程度^[29]。具体做法是借鉴已有学者的研究^[18,30,43],通过理论框架中的辅助方程(2),将个体受教育程度 Edu_i 和生活方式 L_i 对“环境”因素进行回归,如以下公式所示,其中残差项 ε_i 和 ω_i 的估计值则表示剔除可观测“环境”因素影响的相对“努力”。

表2 “环境”对中老年健康的影响

变量	自评健康	生活方式		教育程度		
		吸烟	喝酒	小学 及以下	中学 (初、高中)	大专 及以上
环境变量						
家庭经济状况相对较差（否=1）	0.156 *** (0.017)	-0.003 (0.020)	0.053 *** (0.019)	-0.050 *** (0.016)	0.197 *** (0.018)	0.107 ** (0.043)
17岁以前家庭是否挨饿（否=1）	0.121 *** (0.019)	0.079 *** (0.022)	-0.003 (0.021)	-0.112 *** (0.018)	0.170 *** (0.019)	0.102 ** (0.041)
父亲受教育程度（受过教育=1）	0.096 *** (0.018)	0.095 *** (0.021)	0.018 (0.020)	-0.003 (0.017)	0.319 *** (0.018)	0.316 *** (0.042)
母亲受教育程度（受过教育=1）	0.118 *** (0.029)	0.001 (0.032)	0.113 *** (0.030)	-0.176 *** (0.026)	0.209 *** (0.026)	0.306 *** (0.048)
父亲是否长期卧病在床（否=1）	0.140 *** (0.029)	-0.142 (0.036)	-0.007 (0.033)	-0.115 *** (0.028)	0.120 *** (0.032)	0.279 *** (0.092)
母亲是否长期卧病在床（否=1）	0.228 *** (0.023)	0.054 * (0.028)	0.016 (0.027)	0.035 (0.023)	0.028 (0.026)	-0.014 (0.061)
户籍身份（城镇=1）	0.258 *** (0.031)	0.073 ** (0.034)	-0.114 ** (0.032)	-0.546 *** (0.030)	0.802 *** (0.029)	0.732 *** (0.044)
儿童期居住环境安全性	0.088 *** (0.028)	-0.043 (0.034)	0.001 (0.032)	0.046 * (0.027)	0.097 *** (0.032)	0.034 (0.076)
儿童期居住环境整洁性	0.128 *** (0.017)	0.090 *** (0.020)	0.024 (0.019)	0.035 ** (0.016)	-0.017 (0.018)	0.080 * (0.042)
控制变量						
年龄	-0.012 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)	0.012 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	-0.040 *** (0.001)	0.001 (0.002)
性别	0.208 *** (0.017)	-2.216 *** (0.020)	-1.322 *** (0.020)	0.165 *** (0.016)	0.609 *** (0.018)	0.375 *** (0.041)
婚姻	0.045 ** (0.021)	0.166 *** (0.026)	0.019 (0.024)	0.105 *** (0.020)	0.186 *** (0.024)	0.253 *** (0.060)
常数项	0.619 *** (0.079)	1.681 *** (0.099)	0.740 (0.093)	-0.494 (0.075)	0.776 *** (0.084)	-3.367 *** (0.201)
地区虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	28321	28321	28321	28321	28321	28321
Pseudo R-squared	0.042	0.425	0.173	0.027	0.169	0.145

注：括号内为相应标准误，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平显著。

$$Edu_i = \beta_0 + \beta_1 Fin_i + \beta_2 Pedu_i + \beta_3 Parh_i + \beta_4 Rig_i + \beta_5 Com_i + \varepsilon_i \quad (16)$$

$$L_i = \lambda_0 + \lambda_1 Fin_i + \lambda_2 Pedu_i + \lambda_3 Parh_i + \lambda_4 Rig_i + \lambda_5 Com_i + \omega_i \quad (17)$$

其中, β_1 — β_5 表示客观“环境”对受教育程度影响, λ_1 — λ_5 则代表对生活方式的作用。由于生活方式和教育程度均为二分变量, 无法直接估计残差项, 但基于 Probit 的估计结果可得到残差项的条件期望值^[39], 故采用 Probit 估计“环境”对“努力”的偏效应, 结果见表 2。

在生活方式方面, 17 岁以前家人不曾挨饿可有效限制吸烟等健康损害行为的产生。父母受教育程度中, 父亲受教育程度对子女吸烟有显著作用, 经计算平均边际效应为 0.037, 也就是接受过正式教育的父亲可使子代从不吸烟的概率增加 3.70%, 而接受过正式教育的

母亲则对喝酒有显著影响,使从不或很少喝酒的概率增加 3.30%。户籍身份中 16 岁以前居住在城镇地区以及居住社区环境整洁也会显著提高个体成年后从不吸烟的概率,可见儿童时期有利的“环境”因素容易帮助个体塑造健康的生活方式,例如从不吸烟和较低的饮酒频率。

在受教育程度方面,儿童期社会经济地位低明显降低个体完成小学及以下教育水平的概率,但对初、高中和大专及以上学历却产生了正向影响,特别是父亲受教育程度的作用最大,父亲接受过正式教育的,对子代接受中学和大专及以上学历教育的平均边际效应为 9.40% 和 1.40%。受访者幼时父亲健康也会影响受教育程度,父亲不曾长期卧病在床的,个体接受中学教育概率提高 3.60%,大专及以上学历教育概率提高 1.20%。概括而言,“环境”因素不仅对中老年健康有直接影响,还会通过“努力”发挥间接作用,儿童期“环境”因素的优势增加了成年后获取教育资源的机会,减少了吸烟、酗酒等不良生活习惯的概率,由此从童年到成年形成了优势不断被强化的累积过程。

(3) “环境”和相对“努力”对健康的整体影响。根据理论模型,通过估计方程(16)—(17)可得到剔除“环境”影响的相对“努力”,即 ε_i 和 ω_i , 用二者的估计值 $\hat{\varepsilon}_i$ 和 $\hat{\omega}_i$ 来代替受教育程度和生活方式,便可估计“环境”和相对“努力”对中老年健康的整体影响,这一做法已在部分学者的研究中得以充分验证^[18,27,30,38]。“环境”和相对“努力”对健康的整体影响的估计方程式如下:

$$H_i = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_i + \alpha_2 Pedu_i + \alpha_3 Parh_i + \alpha_4 Rig_i + \alpha_5 Com_i + \beta_1 \hat{\varepsilon}_i + \beta_2 \hat{\omega}_i + \gamma_1 D_i + \mu_i \quad (18)$$

表 3 报告了加入相对“努力”后的估计结果,自评健康依然采用 Probit 估计。在加入相对“努力”之后,各“环境”变量系数依然显著,再次表明生命历程早期所无力控制的“环境”因素对中老年健康具有长期的持续影响,儿童期社会经济地位越高、父母健康状况越好、居住社区环境质量越优越,个体中老年时期的自评健康状况越良好。

检验结果还显示,在各项相对“努力”因素中,受教育程度对自评健康具有层级性的正向回报,即教育程度每上升一个等级,自评健康良好的概率均有明显增强,教育程度较高的中老年群体更有可能获得良好的社会经济地位,放宽了各项健康投入的预算约束,降低了不利因素对健康产生的负面效应^[6]。吸烟不利于健康,但饮酒频率每月少于一次却减少了自评健康良好的概率,可能的原因一方面本文仅将“喝酒”处理成二元虚拟变量,没有进一步区分酗酒的频率和数量,因为这方面数据 CHARLS 问卷并未提供,另一方面长期追踪数据可能会存在样本选择性生存问题,非随机的死亡选择性优先淘汰了健康状况较差的中老年人,追踪到的经常饮酒的往往是身体健康状况相对较好的中老年人^[44]。

2. 稳健性检验

在“环境”和相对“努力”对健康整体影响的基础上,本文进行如下稳健性检验。

其一,替换估计方法。一方面在自评健康二值变量的基础上,重新采用 logit 模型进行估计,另一方面将自评健康操作化为定序变量(健康状况很好、好、一般、不好、很不好),分别采用 Ordered Probit 和 Ordered logit 进行估计。

其二,替换健康指标。从生理、心理、行动能力出发选取了四个健康指标,分别是工具

表3 “环境”和相对“努力”对中老年健康的影响

变量	自评健康	稳健性检验				
		logit	Ordered Probit	Ordered logit	复合健康指标	变量不同操作
环境变量						
家庭经济状况相对较差（否=1）	0.176*** (0.018)	0.297*** (0.030)	0.147*** (0.014)	0.257*** (0.024)	0.128*** (0.009)	0.160*** (0.017)
17岁以前家庭是否挨饿（否=1）	0.138*** (0.019)	0.238*** (0.033)	0.131*** (0.015)	0.229*** (0.026)	0.054*** (0.009)	0.125*** (0.019)
父亲受教育程度（受过教育=1）	0.151*** (0.020)	0.261*** (0.034)	0.083*** (0.015)	0.158*** (0.026)	0.216*** (0.009)	0.100*** (0.018)
母亲受教育程度（受过教育=1）	0.170*** (0.030)	0.312*** (0.052)	0.121*** (0.022)	0.221*** (0.037)	0.146*** (0.014)	0.131*** (0.029)
父亲是否长期卧病在床（否=1）	0.195*** (0.030)	0.335*** (0.050)	0.164*** (0.024)	0.284*** (0.043)	0.153*** (0.016)	0.143*** (0.029)
母亲是否长期卧病在床（否=1）	0.229*** (0.024)	0.377*** (0.039)	0.211*** (0.019)	0.375*** (0.034)	0.108*** (0.012)	0.232*** (0.024)
户籍身份（城镇=1）	0.372*** (0.035)	0.671*** (0.065)	0.227*** (0.024)	0.407*** (0.042)	0.515*** (0.016)	0.276*** (0.032)
儿童期居住环境安全性	0.096*** (0.029)	0.157*** (0.047)	0.053** (0.023)	0.105*** (0.041)	0.129*** (0.015)	0.090*** (0.028)
儿童期居住环境整洁性	0.144*** (0.018)	0.245*** (0.030)	0.128*** (0.014)	0.224*** (0.024)	0.058*** (0.009)	0.129*** (0.017)
努力变量（参照=未受过教育）						
小学及以下	0.031** (0.013)	0.050** (0.022)	-0.006 (0.011)	0.001 (0.019)	0.236*** (0.007)	
中学（初中、高中）	0.128*** (0.014)	0.213*** (0.023)	0.074*** (0.011)	0.144*** (0.019)	0.350*** (0.007)	
大专及以上学历	0.258*** (0.032)	0.474*** (0.062)	0.169*** (0.020)	0.307*** (0.033)	0.329*** (0.013)	
是否吸烟（否=1）	0.064*** (0.010)	0.106*** (0.018)	0.050*** (0.008)	0.093*** (0.014)	0.021*** (0.005)	0.069*** (0.010)
是否喝酒（每月少于一次=1）	-0.190*** (0.013)	-0.324*** (0.022)	-0.149*** (0.010)	-0.269*** (0.017)	-0.059*** (0.006)	-0.191*** (0.013)
是否受教育（是=1）						0.056*** (0.011)
控制变量						
年龄	-0.011*** (0.001)	-0.019*** (0.002)	-0.010*** (0.001)	-0.018*** (0.001)	-0.025*** (0.001)	-0.012*** (0.001)
性别	0.328*** (0.020)	0.565*** (0.035)	0.269*** (0.015)	0.481*** (0.026)	0.403*** (0.009)	0.277*** (0.018)
婚姻	0.091*** (0.022)	0.153*** (0.038)	0.041** (0.018)	0.064** (0.031)	0.305*** (0.011)	0.045** (0.022)
常数项	0.831*** (0.086)	1.426 (0.146)	—	—	1.106*** (0.042)	0.582*** (0.080)
时间虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	28321	28321	28321	28321	28321	28321
Pseudo R-squared	0.054	0.054	0.029	0.030	0.350	0.050

注：括号内为相应标准误，***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的显著性水平显著。

性日常生活活动能力（IADL）、躯体活动能力、认知水平、抑郁程度^①，通过主成分分析法获得各个指标的权重，加权汇总后构建一个复合的健康指标^②。

其三，核心解释变量的不同操作。作为样本人群的中老年人，受教育经历大都发生在几十年以前，并且有超过40%的受访者表示未完成小学教育，因此将受教育程度重新定义为“受教育”和“未受教育”两类，并带入模型重新估计。

从表3的检验结果来看，“环境”和相对“努力”系数的显著性变动不大，体现了基准回归结果的稳健性和可信性。

3. 异质性考虑

为探讨“环境”和相对“努力”对不同群体的影响，本文还进行分组分析，见表4。

表4 异质性分析结果

变量	性别		城乡		出生队列	
	男性	女性	城镇	农村	中年组	老年组
环境变量						
家庭经济状况相对较差（否=1）	0.181 *** (0.025)	0.172 *** (0.025)	0.220 *** (0.031)	0.158 *** (0.023)	0.156 *** (0.029)	0.169 *** (0.023)
17岁以前家庭是否挨饿（否=1）	0.160 *** (0.029)	0.123 *** (0.026)	0.127 *** (0.032)	0.155 *** (0.025)	0.156 *** (0.029)	0.083 *** (0.028)
父亲受教育程度（受过教育=1）	0.171 *** (0.028)	0.125 *** (0.028)	0.180 *** (0.032)	0.149 *** (0.032)	0.132 *** (0.030)	0.160 *** (0.026)
母亲受教育程度（受过教育=1）	0.224 *** (0.045)	0.124 *** (0.040)	0.095 ** (0.043)	0.269 *** (0.046)	0.189 *** (0.038)	0.128 ** (0.050)
父亲是否长期卧病在床（否=1）	0.220 *** (0.044)	0.168 *** (0.042)	0.055 (0.056)	0.273 *** (0.041)	0.242 *** (0.046)	0.157 *** (0.041)
母亲是否长期卧病在床（否=1）	0.168 *** (0.035)	0.280 *** (0.032)	0.209 *** (0.042)	0.233 *** (0.029)	0.264 *** (0.035)	0.197 *** (0.032)
户籍身份（城镇=1）	0.265 *** (0.052)	0.429 *** (0.050)	0.248 *** (0.040)	0.516 *** (0.143)	0.369 *** (0.055)	0.391 *** (0.047)
儿童期居住环境安全性	0.163 *** (0.043)	0.037 (0.038)	0.150 *** (0.050)	0.076 ** (0.035)	0.130 *** (0.044)	0.084 ** (0.038)
儿童期居住环境整洁性	0.147 *** (0.025)	0.142 *** (0.025)	0.101 *** (0.030)	0.183 *** (0.022)	0.139 *** (0.027)	0.150 *** (0.023)
努力变量（参照=未受过教育）						
小学及以下	0.019 (0.023)	0.040 ** (0.017)	0.004 (0.025)	0.027 * (0.016)	0.038 * (0.023)	0.035 ** (0.016)
中学（初中、高中）	0.122 *** (0.023)	0.128 *** (0.018)	0.124 *** (0.024)	0.099 *** (0.017)	0.142 *** (0.022)	0.119 *** (0.018)
大专及以上	0.291 *** (0.042)	0.198 *** (0.052)	0.207 *** (0.036)	0.435 *** (0.090)	0.315 *** (0.049)	0.204 *** (0.043)
是否吸烟（否=1）	0.060 *** (0.011)	0.080 *** (0.025)	0.048 *** (0.018)	0.073 *** (0.013)	0.065 *** (0.018)	0.063 *** (0.013)
是否喝酒（每月少于一次=1）	-0.197 *** (0.015)	-0.169 *** (0.027)	-0.205 *** (0.023)	-0.188 *** (0.016)	-0.157 *** (0.020)	-0.215 *** (0.017)
控制变量						

① IADL 包括做家务、做饭、购物、理财、吃药；躯体活动能力包括慢跑、起立、爬楼梯、弯腰、伸展、负重；认知水平涉及记忆力和计算能力；抑郁程度主要询问受访者最近一周的感觉及行为。

② 本文同时也对各分项进行估计，结果依旧稳健，限于篇幅原因，并未报告，可向作者索取。

续表4

变量	性别		城乡		出生队列	
	男性	女性	城镇	农村	中年组	老年组
年龄	-0.012 *** (0.001)	-0.011 *** (0.001)	-0.008 *** (0.002)	-0.014 *** (0.001)	-0.017 *** (0.003)	-0.006 *** (0.002)
性别			0.269 *** (0.032)	0.422 *** (0.035)	0.370 *** (0.031)	0.318 *** (0.027)
婚姻	0.154 *** (0.034)	0.047 (0.031)	0.100 *** (0.038)	0.118 *** (0.032)	0.255 *** (0.043)	0.038 (0.027)
常数项	1.150 *** (0.128)	0.805 *** (0.125)	0.805 *** (0.142)	1.074 *** (0.129)	0.975 *** (0.204)	0.466 *** (0.148)
时间虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	13481	13650	10087	17044	12195	14936
Pseudo R-squared	0.055	0.050	0.054	0.050	0.058	0.044

注：括号内为相应标准误，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平显著。

在性别方面，早期“环境”对男性和女性来说，都是非常重要的机会不平等因素，但影响程度却不同，除户籍身份外，其余“环境”因素对男性影响程度更高，换言之，男性从生命历程早期优势“环境”资源中得到的健康回报更大。受“男尊女卑”等传统观念的影响，男性群体在生命历程早期便占有更多的健康资源，而资源的优势将增加个人成年后所面临的机遇，这种机遇反过来又会改善健康状况，由此形成了“环境”因素影响的累积。这一累积趋势在受教育程度上表现得更为明显，接受过大专及以上教育的估计系数（0.291）明显高于女性群体（0.198），男性受教育程度越高，所得到的健康回报越大。

在城乡方面，儿童期社会经济地位影响差异较大，17 岁以前家庭经济情况较好和父亲接受过正式教育对城镇地区中老年人影响程度较高，而 17 岁以前不曾挨饿和接受过正式教育的母亲则对农村地区作用最大。幼时父母长期卧病在床，限制了家庭对子女健康资源的投入，严重损害了农村地区受访者中老年期的健康状况。相对“努力”中，长期二元经济结构体制使得城镇地区在教育等配套资源上远好于农村地区，中学教育阶段（初、高中）的健康回报中城市（0.124）高于农村（0.099），而有趣的是，一旦农村地区个体接受到高等教育（大专及以上）时，得到的健康回报将会大幅度提升（0.435），这种由教育带来的经济地位上升和健康投入预算约束集的放松，对农村个体健康状况的改善不容小觑。

在出生队列方面，依据年龄划分了两个组别，分别是中年组（45—59 岁）和老年组（60 岁及以上）。17 岁以前家庭挨饿经历、母亲受教育程度、父母健康以及居住环境的安全性，在中年组中表现得更加明显。究其原因，一方面从出生组效应视角出发，在所研究的样本中，中年组儿童期家庭经济地位总体优于老年组，以 17 岁以前家庭挨饿经历为例，中年组的比例为 23.80%，而老年组的比例为 38.10%^[34]，另一方面随着年龄增长，生物学的衰退开始发挥主导作用，会在一定程度上削弱早期“环境”因素的累积作用^[45]。

六、机会不平等的测度与分解

基于实证结果，首先采用事前参数法测度与“环境”因素相关的机会不平等，并给出

Shapley 和非线性 Oaxaca-Blinder 分解结果, 然后纳入生活方式和受教育程度, 通过事后的方差分解衡量剔除“环境”影响的相对“努力”的贡献率。

1. “环境”因素的 Shapley 分解结果

依据公式 (15) 估计结果计算由“环境”引起的机会不平等和单个“环境”变量贡献率, 见表 5。从全样本结果来看, 修正的相异指数为 0.147, 其中与“环境”相关的机会不平等绝对系数为 0.105, 由于当前可观测的“环境”变量仅是所有“环境”因素的子集, 拉莫斯 (Ramos)、费雷拉 (Ferreira)、史新杰等曾明确指出, 基于可观测“环境”因素衡量的机会不平等, 往往是真实值的下限^[37,42,46]。

表 5 “环境”因素的 Shapley 分解

指标	全样本	性别		城乡		出生队列	
		男性	女性	城镇	农村	中年组	老年组
总体不平等程度							
修正的相异指数	0.147	0.128	0.156	0.125	0.151	0.138	0.129
总体不平等分解: 绝对程度							
儿童期家庭经济情况	0.034	0.033	0.037	0.037	0.029	0.037	0.030
父母受教育程度	0.023	0.022	0.025	0.024	0.016	0.018	0.020
父母健康	0.022	0.017	0.028	0.012	0.028	0.029	0.018
16 岁以前居住地	0.011	0.005	0.019	0.012	0.001	0.008	0.015
儿童期居住环境	0.015	0.017	0.016	0.014	0.018	0.016	0.017
人口学特征	0.042	0.034	0.031	0.026	0.059	0.030	0.029
总体不平等分解: 占比 (%)							
儿童期家庭经济情况	23.13	25.78	23.72	29.60	19.21	26.81	23.26
父母受教育程度	15.65	17.19	16.03	19.20	10.60	13.04	15.50
父母健康	14.97	13.28	17.95	9.60	18.54	21.01	13.95
16 岁以前居住地	7.48	3.91	12.18	9.60	0.66	5.80	11.63
儿童期居住环境	10.20	13.28	10.26	11.20	11.92	11.59	13.18
人口学特征	28.57	26.56	19.87	20.80	39.07	21.74	22.48

在性别分组方面, 女性修正的相异指数 (0.156) 明显高于男性 (0.128), 如上所述, 父母在家庭资源的配置上从儿童期便向男孩倾斜, 家庭资源的区别对待使得女性在生命历程的早期就处于劣势, 劣势增加了个人成年后所面对的风险, 最终累积成中老年时期较高的健康机会不平等。在城乡分组方面, 农村地区修正的相异指数较高 (0.151), 但就“环境”因素贡献率而言, 城镇地区似乎面临更为严峻的机会不平等问题, 解释了总体健康不平等的 79.20%, 而农村地区更多的是来自年龄、性别等人口学特征。在出生队列上, 中年组“环境”因素的贡献率 (78.26%) 略高于老年组 (77.52%), 符合“收敛”效应理论, 即随着生命历程的展开, 早期暴露于不利“环境”因素的劣势正逐步弱化, 尤其是对于老年组而言, 个体生物学因素开始起主导作用, 削弱了早期“环境”因素的作用^[45]。

单个“环境”变量中, 儿童期家庭经济情况、父母受教育程度、儿童期父母健康是贡献度最大的三个因素, 特别是对于男性群体、城镇地区和中年组, 儿童期家庭经济情况的贡献率更是超过了 25%, 再次证实了儿童期社会经济地位是影响中老年健康的关键因素。

2. “环境”因素的群体异质性分解

Shapley 分解结果表明, 性别、城乡、出生队列之间的机会不平等存在明显差异, 但这

种差异可能源于不同群组间“环境”因素本身差异，也可能源于“环境”影响健康结果的系数差异，非线性 Oaxaca-Blinder 模型则分解出了该差异的来源，结果见表 6。

表 6 “环境”因素的群体异质性分解

分解结果	性别		城乡		出生队列	
	解释度	比重 (%)	解释度	比重 (%)	解释度	比重 (%)
特征差异	-0.007	-12.96	0.041	45.56	0.021	25.00
优势	0.031	57.41	0.031	34.44	0.035	41.67
劣势	0.030	55.56	0.018	20.00	0.028	33.33
总差异	0.054	100	0.090	100	0.084	100

男性群体和女性群体的总差异为 0.054，系数效应起到了扩大性作用，男性群体健康方面优势解释了总差异的 57.20%，女性群体健康方面的劣势解释了 56.50%。城乡总差异为 0.090，45.56%来自特征效应，54.44%来自系数效应。在出生队列方面，只有 25%的总差异能够用“环境”因素本身的差距来解释，而超过 70%的要归结为“环境”影响健康结果的系数差异。以上结果表明，“环境”因素本身的差距并非是造成性别、城乡、出生队列间机会不平等差异的主要来源，而是源于由这种“环境”资源引发的机遇或风险在整个生命历程中的累积，也就是“环境”因素对健康结果的影响过程。因此，在机会平等理论下，健康干预政策不仅要补偿生命历程早期“环境”因素劣势的个体，在成年后还要提供相应的配套措施，以阻断这种早期劣势所引发的累积过程。

3. “努力”效应的贡献率分解

以上事前参数法测度了“环境”因素的贡献率，但却忽略了“环境”与“努力”之间的相关性，依据公式（16）、（17）和（18）的估计结果，本文纳入“努力”变量，采用事后的方差分解考察相对“努力”对健康不平等的作用，结果见表 7。

表 7 “环境”和相对“努力”贡献度

指标	全样本	性别		城乡		出生队列	
		男性	女性	城镇	农村	中年组	老年组
总体方差	0.115	0.121	0.109	0.098	0.142	0.1239	0.0793
方差分解：绝对程度							
“环境”贡献度	0.068	0.071	0.071	0.056	0.085	0.0722	0.0463
相对“努力”贡献度	0.014	0.024	0.021	0.020	0.009	0.0191	0.0065
人口学特征贡献度	0.033	0.026	0.017	0.022	0.048	0.0326	0.0265
方差分解：占比 (%)							
“环境”贡献度	59.13	58.68	65.14	57.14	59.86	58.27	58.39
相对“努力”贡献度	12.17	19.83	19.27	20.41	6.34	15.42	8.20
人口学特征贡献度	28.70	21.49	15.60	22.45	33.80	26.31	33.42

全样本中，相对“努力”变量解释了总体健康不平等的 12.17%，可见成年期鼓励个体采取健康生活方式和增加受教育机会可有效降低健康不平等程度。进一步分组表明，社会经济地位的弱势限制了女性群体健康资源的可及性，教育和生活方式的健康回报（19.27%）略低于男性（19.83%）。在城乡分组中，城镇地区相对“努力”贡献度（20.41%）显著高于农村地区（6.34%），进一步证实了城镇地区在教育等健康资源的配套上远好于农村地

区。剔除早期“环境”影响后,教育和生活方式两个相对“努力”变量对中年组的健康不平等贡献率为15.42%,高于老年组(8.20%),但人口学特征贡献度(26.31%)却小于老年组(33.42%),随着时间延续,教育等健康资源的初始影响逐渐缩小,而年龄等生物学因素开始起主导作用,这与前述“收敛”效应理论相一致。

七、结论和政策建议

本文基于CHARLS微观调查数据,首先,采用Probit模型分析了“环境”和相对“努力”对中老年健康的整体影响及群体异质性,在此基础上,借助事前回归参数法、Shapley分解和非线性Oaxaca-Blinder模型测度与分解机会不平等因素,最后,尝试纳入剔除“环境”影响的相对“努力”程度,从事后机会不平等视角,采取方差分解量化相对“努力”对健康不平等的影响。结论表明,儿童时期有利的“环境”因素能够带来显著的健康优势,这种优势会持续到中老年期;各“努力”因素中,个体受教育程度能显著改善健康状况,从不吸烟也提高了中老年期报告自评健康良好的概率;“环境”对“努力”因素存在偏效应,儿童时期家庭社会经济环境越好,个体越容易养成良好的生活习惯和接受更高水平的教育;事前机会不平等绝对系数为0.105,儿童期家庭经济情况、父母受教育和幼时父母健康的贡献度最大;由儿童时期“环境”引发的风险或机遇在整个生命历程中累积的系数效应,是导致性别、城乡、出生队列之间机会不平等差异的主要原因;剔除可观测“环境”污染后,生活方式和受教育程度两个相对“努力”变量解释了总体健康不平等的12.17%。

以上结论的政策含义在于,机会不平等是导致我国中老年健康不平等的重要根源,阻断机会不平等的形成是实现健康公平、推进“健康中国”建设的重点。其一,儿童期社会经济地位在机会不平等的形成中发挥了决定性作用,将儿童期作为阻断机会不平等的最佳时期,从儿童期开始便将贫困、教育、医疗等纳入健康干预措施中,例如关注贫困儿童,完善多维儿童减贫机制,增加贫困儿童的营养水平和医疗资源的保障等。其二,儿童期居住的社区环境也对中老年健康有着深远影响,因此在社区环境方面,应尽量缩小阶层间居住环境的差异,不仅要完善硬件环境,尤其是绿化、卫生环境的改善,还要健全社区机构,通过社区机构帮扶弱势群体和流动人口,减缓社区矛盾,降低治安风险,保障社区居住环境的安全性。其三,教育能够改善健康,同时也是阻断早期“环境”劣势风险进一步累积的重要手段,应加大教育资源向低社会经济地位群体的倾斜,改善“环境”劣势群体的教育质量,例如在城乡方面,通过改善教学环境,提高教师待遇,吸引优秀教师到农村任教,逐步实现城乡义务教育均等化。在性别方面,引导父母公平对待子女教育投资,缓解性别歧视,拓宽女性弱势群体获得高等教育机会的通道。其四,生活方式是影响中老年健康的近端因素,应鼓励人们经常参加锻炼,减少吸烟、酗酒等健康损害行为的发生,坚持健康的生活方式。

参考文献:

- [1] BAETEN S, OURTI T, VAN DOORSLAER E. Rising inequalities in income and health in China: who is left behind [J]. *Journal of Health Economics*, 2013, 32 (6): 1214-1229.

- [2] MAKDISSI P, YAZBECK M. Measuring socioeconomic health inequalities in presence of multiple categorical information [J]. *Journal of Health Economics*, 2014, 34 (1): 84-95.
- [3] 齐良书, 李子奈. 与收入相关的健康和医疗服务利用流动性 [J]. *经济研究*, 2011 (9): 83-95.
- [4] 李莹, 吕光明. 我国城镇居民收入分配机会不平等因何而生 [J]. *统计研究*, 2018 (9): 67-78.
- [5] WILKINSON R G, PICKETT K E. Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence [J]. *Social Science and Medicine*, 2006, 62 (7): 1768-1784.
- [6] 程令国, 张晔, 沈可. 教育如何影响了人们的健康——来自中国老年人的证据 [J]. *经济学 (季刊)*, 2015 (1): 305-330.
- [7] 石智雷, 吴志明. 早年不幸对健康不平等的长远影响: 生命历程与双重累积劣势 [J]. *社会学研究*, 2018 (3): 166-192.
- [8] ROEMER J E. Equality of opportunity [M]. Cambridge, Mass: Harvard University Press, 1998: 7-10.
- [9] ROEMER J E. Equality of opportunity: a progress report [J]. *Social Choice and Welfare*, 2002, 19 (2): 455-471.
- [10] FERRARO K F, SCHAFER M H, WILKINSON L R. Childhood disadvantage and health problems in middle and later life: early imprints on physical health [J]. *American Sociological Review*, 2016, 81 (1): 107-133.
- [11] 马光荣. 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 [J]. *世界经济*, 2011 (4): 106-125.
- [12] 刘亚飞. 童年饥饿经历会影响老年健康吗? [J]. *经济评论*, 2018 (6): 113-126.
- [13] FERRIE J, ROLF K. Socioeconomic status in childhood and health after age 70: a new longitudinal analysis for the U. S., 1895-2005 [J]. *Explorations in Economic History*, 2011, 48 (4): 445-460.
- [14] ZHOU Q, YIN Z, WU W, LI N. Childhood familial environment and adulthood depression: evidence from a Chinese population-based study [J]. *International Health*, 2020, 12 (4): 299-316.
- [15] CONTOYANNIS P, LI J. The evolution of health outcomes from childhood to adolescence [J]. *Journal of Health Economics*, 2011, 30 (1): 11-32.
- [16] BROWN D W, ANDA R F, TIEMEIER H, et al. Adverse childhood experiences and the risk of premature mortality [J]. *American Journal of Preventive Medicine*, 2009, 37 (5): 389-396.
- [17] DIAS P R. Inequality of opportunity in health: evidence from a UK cohort [J]. *Health Economics*, 2009, 18 (9): 1057-1074.
- [18] DONNI P L, PERAGINE V, PIGNATARO G. Ex-ante and ex-post measurement of equality of opportunity in health: a normative decomposition [J]. *Health Economics*, 2014, 23 (2): 182-198.
- [19] JUSOT F, TUBEUF S, TRANNOY A. Inequality of opportunity in health in Europe: why so much difference across countries [R]. *Health Economics and Data Working Papers*, 2010.
- [20] LAZAR A. Ex-ante and ex-post measurement of inequality of opportunity in health: evidence from Israel [J]. *Health and Inequality*, 2013, 21: 371-395.
- [21] PAL R. Decomposing inequality of opportunity in immunization by circumstances: evidence from India [J]. *The European Journal of Development Research*, 2016, 28 (3): 431-446.
- [22] SAIDI A, HAMD AOUI M. On measuring and decomposing inequality of opportunity in access to health services among Tunisian children: a new approach for public policy [J]. *Health and Quality of Life Outcomes*, 2017, 15 (1): 213-242.
- [23] HLASNY V. Evolution of opportunities for early childhood development in Arab countries [J]. *International Journal of Human Rights in Healthcare*, 2017, 10 (4): 256-276.
- [24] DIAS P R. Modelling opportunity in health under partial observability of circumstances [J]. *Health Economics*, 2010, 19

- (3): 252-264.
- [25] TRANNOY A, TUBEUF S, JUSOT F, DEVAUX M. Inequality of opportunity in health in France: a first pass [J]. *Health Economics*, 2010, 19 (8): 921-938.
- [26] BARRY B. *Why social justice matters* [M]. Cambridge: Polity Press, 2005: 45-51.
- [27] BRICARD D, JUSOT F, TRANNOY A, TUBEUF S. Inequality of opportunity in health and the principle of natural reward: evidence from European countries [J]. *Research on Economic Inequality*, 2013, 21 (21): 335-370.
- [28] 鲁万波, 于翠婷, 高宇璇. 中老年人健康机会不平等的城乡分解 [J]. *财经科学*, 2018 (3): 42-54.
- [29] 刘波, 胡宗义, 龚志民. 中国居民健康差距中的机会不平等 [J]. *经济评论*, 2020 (2): 68-85.
- [30] JUSOT F, TUBEUF S, TRANNOY A. Circumstances and efforts: how important is their correlation for measurement of inequality of opportunity in health [J]. *Health Economics*, 2013, 22 (12): 1470-1495.
- [31] JUÁREZ F W C, SOLOAGA L. IOP: estimating ex-ante inequality of opportunity [J]. *Stata Journal*, 2014, 14 (4): 830-846.
- [32] 万广华. 不平等的度量与分解 [J]. *经济学 (季刊)*, 2008 (1): 347-368.
- [33] SHORROCKS A F. Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value [J]. *Journal of Economic Inequality*, 2013, 11 (1): 99-126.
- [34] 陈东, 张郁杨. 家庭背景会影响大学生的毕业去向吗? ——基于机会不平等的视角 [J]. *南开经济研究*, 2019 (4): 167-187.
- [35] NEUMARK D. Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination [J]. *Journal of Human Resources*, 1988, 23 (3): 279-295.
- [36] FLEURBAEY M, SCHOKKAERT E. Unfair inequalities in health and health care [J]. *Journal of Health Economics*, 2009, 28 (1): 73-90.
- [37] RAMOS X, VAN DE GAER D. Approaches to inequality of opportunity: principles, measures and evidence [J]. *Journal of Economic Surveys*, 2016, 30 (5): 855-883.
- [38] ROEMER J E, TRANNOY A. Equality of opportunity: theory and measurement [J]. *Journal of Economic Literature*, 2016, 54 (4): 1288-1332.
- [39] GOURIEROUX C, MONFORT A, RENAULT E, TROGNON A. Generalised residuals [J]. *Journal of Econometrics*, 1987, 34 (1-2): 5-32.
- [40] IDLER E L, KASL S V. Self-rating of health: do they also predict change in functional ability [J]. *The Journals of Gerontology: Series B*, 1995, 50 (6): 344-353.
- [41] 刘畅, 易福金, 徐志刚. 父母健康: 金钱和时间孰轻孰重——农村子女外出务工影响的再审视 [J]. *管理世界*, 2017 (7): 74-87.
- [42] FERREIRA F H G, GIGNOUX J. The measurement of inequality of opportunity: theory and an application to Latin America [J]. *Review of Income and Wealth*, 2011, 57 (4): 622-657.
- [43] DEUTSCH J, PI ALPERIN M N, SILBER J. Using the Shapley decomposition to disentangle the impact of circumstances and efforts on health inequality [J]. *Social Indicators Research*, 2018, 138 (2): 523-543.
- [44] 赵广川. 国民健康不平等及其内在影响机制、演变过程 [J]. *世界经济文汇*, 2017 (5): 55-74.
- [45] LOWRY D, XIE Y. Socioeconomic status and health differentials in China: convergence or divergence at older ages [R]. Population Studies Center Research Working Paper, 2009.
- [46] 史新杰, 卫龙宝, 方师乐, 高叙文. 中国收入分配中的机会不平等 [J]. *管理世界*, 2018 (3): 27-37.

**The Origins of Health Inequality of Middle-aged and Elderly People in China:
Measurement and Decomposition Based on Inequality of Opportunity**

BAI Chunling, CHEN Dong

(School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China)

Abstract: Inequality of opportunity is the underlying reason behind the health inequality of the middle-aged and elderly in China. Promoting equal opportunities is also the focus of realizing health equity. Based on Roemer's theory, the research examines the effect of "circumstance" and "effort" on the health of middle-aged and elderly people, and also measures and decomposes the degree of opportunity inequality by parametric estimation, Shapley and nonlinear Oaxaca-Blinder model. At last, the contribution of relative "effort" is further measured based on variance decomposition. The results show that, among the "circumstance" factors, children's social-economic status, living in urban areas before the age of 16 and community environment have long-term positive effects on the health, while among the "effort" factors, education brings about the most significant influence. "Circumstance" has a bias effect on "effort", that is the better the children's social-economic status, the more chances to form better life habit and receive high education. The degree of opportunity inequality is 0.105 where family economic conditions, parents' education and parents' health at an early age are the main sources. The heterogeneity among gender, regional and birth cohort mainly derive from the influential difference of "circumstance" on health. After relative "effort" is listed, lifestyle and education account for 12.17% of total inequality. Therefore, focusing on the socio-economic environment of families during childhood and including poverty, education, and health care in health interventions from childhood is an important way to break down health inequalities.

Keywords: middle-aged and elderly; health inequality; inequality of opportunity; circumstance; effort

[责任编辑 刘爱华]