



人口质量：人力资本与健康研究

中国居民健康不平等的测度及影响因素研究

王洪亮

(南京审计大学 经济学院, 江苏 南京 211815)

摘要：人民健康是民族昌盛和国家富强的重要标志，居民健康水平的高低和健康平等程度更是事关健康中国建设目标的实现，为此，确定提高居民健康水平和缩小居民健康不平等的影响因素极具现实意义。采用广义 OProbit 模型 (Generalized Ordered Probit) 分析了居民健康的影响因素，从健康单维度和健康收入双维度测算了居民健康不平等，利用 Erreygers 指数和 RIF 分解方法对居民健康不平等进行了分解，结果表明：收入和教育均对居民健康有促进作用，但其主要作用是将居民从健康最差的底层推出，随后对健康的促进作用减弱。人口特征、生活方式和家庭因素对居民健康也有显著影响。城市居民的健康水平高于农村居民，但城市居民健康不平等大于农村，沿海地区居民健康不平等大于内陆地区。将居民健康不平等的变动分解为收入增长效应、收入分配效应和收入流动效应后发现，对健康不平等贡献最大的是收入分配效应，收入不平等的加剧会扩大健康不平等，而收入水平的提高有利于缩小健康不平等。采用 RIF 方法将健康不平等的变化分解到各影响因素，发现教育能显著缩小健康不平等，结婚、年龄增长和睡眠时长都有利于健康不平等的缩小，而低体重和社会活动参与并不利于缩小健康不平等，儿童时期的健康状况能够显著影响居民健康水平，但不影响居民健康不平等。

关键词：健康不平等；收入健康矩阵；广义 OProbit 模型

中图分类号：C92-05 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-4149 (2023) 02-0124-21

DOI：10.3969/j.issn.1000-4149.2023.00.018

收稿日期：2022-02-21；修订日期：2022-09-12

基金项目：国家社会科学基金项目“中国居民健康差异的变化趋势及新时期的对策研究” (20BJL151)；教育部人文社会科学基金项目“中国居民健康不平等及其分解的实证研究” (18YJA790076)；江苏省“333工程”培养资助项目“中国居民健康不平等及其分解：基于二维分解的新方法” (BRA2020073)。

作者简介：王洪亮，管理学博士，南京审计大学经济学院教授。



一、引言

改革开放以来，中国医疗卫生事业发生了翻天覆地的变化，居民健康水平显著提高，居民人均预期寿命由1981年的67.8岁提高到2021年的78.2岁^①。然而人均预期寿命的提高并不意味着所有居民得到了同样的健康福利改善，有的人长命百岁，有的人却英年早逝，也就是说居民之间可能存在着明显的健康不平等。健康不平等已成为社会不平等的重要组成部分，无论是在发达国家还是发展中国家，它都成为一个严重挑战^[1]。从居民微观角度看，在物质生活变得越来越富足的当下，人们越来越关注健康及健康不平等^[2]。从国家宏观角度看，人民健康是民族昌盛和国家富强的重要标志，健康水平高低和健康平等程度更是事关健康中国建设目标实现的关键问题。基于此，测度居民健康及其不平等，考察居民健康水平和健康不平等的影响因素，具有极强的理论价值和现实意义。

为了考察居民健康水平及其不平等，健康经济学研究中常用自评健康状况（Self-Reported Health, SRH）来测度居民健康，自评健康是定性序数数据，它是通过向被调查者询问“您认为您的健康状况如何”等问题，让被调查者在“非常差、差、一般、好、非常好”几个等级中汇报健康状况。自评健康被用来反映居民健康水平的优势在于：第一，自评健康数据具有获取容易和成本低的特点，并且它与个人患病率和死亡率等客观健康高度相关^[3-4]。第二，自评健康是居民对身体和心理状况的一个综合评价，在国内外研究中得到广泛采用^[5-7]，如美国、加拿大等国均将自评健康纳入全国健康调查。我国的许多微观数据集中也包含居民自评健康指标。这为分析居民健康不平等^[8]问题提供了基础，但自评健康数据的序数特征也对传统不平等测量指标提出了挑战，传统测量不平等的一些指数（如基尼系数、泰尔指数）均是针对收入等基数数据的，可能不再适用于健康不平等的研究，研究中的现实问题催生了新方法来分析居民健康不平等^[9-11]问题。

二、文献综述

国内外学术界对健康水平及健康不平等问题的研究以逻辑递进的方式主要呈现在如下三方面。

第一，居民健康状况的影响因素研究。健康状况的决定因素较为复杂，一般来说，经济因素、教育水平和生活方式都可能影响实际健康水平。格罗斯曼（Grossman）提出了健康生产函数的理论框架，他认为健康是一种耐用资本存量，该存量随年龄增长而减少，但可以通过花时间锻炼和购买医疗服务而增长，格罗斯曼的健康生产函数分析了收入和教育对健康的影响^[8]。收入高者占有大量资源，其居住条件和医疗保障较好，从而高收入者健康状况通常优于低收入者，这就是“健康—收入分层现象”^[9-11]。一般而言，高收入居民自评健康状况好^[12-13]，身体功能受限少^[14]，死亡率也较低^[15]。尽管许多研究证实了收入对健康的影响，但也有学者认为收入并不直接影响健康，收入与健康之所以表现出正相关关系，是因为教育对收入和健康均有正向作用所致。教育水平提高不仅有利于收入增长和更高水平的就业，而且

① 数据来源：国家统计局报告《改革开放铸辉煌 经济发展谱新篇》和国家卫生健康委员会发布的《2021年我国卫生健康事业发展统计公报》。



有利于健康行为的养成和自控能力的加强,从而教育会给人带来持续一生的“健康红利”^[16-18]。有学者进一步研究发现,教育对健康的影响在性别间存在差异,教育对男性健康的影响更强^[19]。此外,吸烟、饮酒和身体锻炼等生活方式也是影响居民健康的重要因素^[20],它们对健康的影响存在阶层分化,如饮酒对低阶层群体的死亡效应显著高于高阶层群体^[21]。

第二,居民健康不平等程度的度量。瓦格斯塔夫(Wagstaff)等仿照洛伦兹曲线提出了健康集中曲线,根据健康集中曲线与完全平等线围成的面积,得出了健康集中指数^[22],该指数不同于基尼系数,实质上是一个二元秩依指数(Bivariate Rank Dependent Index)^[23-24]。随后,爱瑞格斯(Erreygers)讨论了健康集中指数的局限性,如该指数不能介于-1至1之间,健康变量的尺度范围(Scale of Health Variable)会影响集中指数的大小^[25]。鉴于集中指数的不足,瓦格斯塔夫与爱瑞格斯分别对集中指数进行了激烈争论和修正,并提出了W指数和E指数,这两个指数均属于广义上的二元秩依指数^[26-29],只是它们对健康最不平等的定义不同^{①[30]}。国内学者大都采用改进的W指数或E指数测度健康不平等,如对农村儿童和未成年人健康不平等的测度^[31-32]、对中国老年人健康不平等的测度^[33-35],发现这些不平等表现为亲富的健康不平等^[36]。也有学者借助多层回归模型来刻画健康不平等,发现不同社会经济地位群体在身体功能状况上的不平等在扩大,在抑郁症状和自评健康上的不平等没有显著变化^[1]。

第三,居民健康不平等程度的分解。随着研究的开展,学者不再满足于健康不平等的度量,并开始尝试对健康不平等进行分解,以求理解健康不平等背后的原因。瓦格斯塔夫等使用1993年和1998年越南的数据,对健康不平等进行了分解,分析了各因素对健康不平等的贡献率,发现收入增长改善了健康水平却加剧了健康不平等^[37]。约翰(Jones)等认为瓦格斯塔夫的研究是建立在个体反应同质的基础上,并对此提出了异议,他们将模型设定为异质性参数模型,采用基尼系数和集中指数分解各因素对健康不平等的贡献,发现收入对健康不平等有重要影响,但影响方向因方法而异^[38]。解丕采用W指数对健康不平等进行了分解,计算了收入因素、医疗服务利用在健康不平等中的贡献率,发现城镇居民收入不平等是其健康不平等上升的主因^[39]。封进等采用随机效应Probit模型发现农村起始年份的收入不平等是健康不平等加剧的重要原因,且收入不平等对健康的影响呈倒“U”型^[40]。洪岩璧、曾迪洋、沈纪发现生活方式是影响健康不平等的关键因素,不同社会阶层生活方式存在差异,高社会经济地位者更倾向于参加体育锻炼,但其饮酒和吸烟倾向也显著偏高^[11]。

综上所述,已有研究虽然分析了居民健康水平的影响因素,但这些研究多采用OLS方法或Ologit/OProbit模型进行研究,这些模型隐含的假定是各因素对健康水平的影响保持不变,这与实际情况不符,如收入对健康的影响可能随着收入的增长而变化。而且已有研究大多没有控制儿童时期的健康水平,这就可能导致估计量的一致性。目前已有的对居民健康不平

① 假定全社会总共有100人,按照收入由低到高排序,排在最前面的10个人是社会中最穷的人,如果这10个人拥有最差的健康水平,而其余人健康水平最好,那么瓦格斯塔夫认为这个社会的健康不平等程度最大,反映健康不平等的W指数等于1,如果健康状态发生了变化,按收入排序排在最前面的第11至第20位的次穷的人健康由最好跌落至最差,即整个社会排在最前面的20个人拥有最差的健康水平,而其余人健康水平最好,那么瓦格斯塔夫仍然认为这个社会的健康不平等程度最大,W指数等于1。爱瑞格斯的看法不同,他认为两种情景下社会健康不平等程度均没有达到最大,健康不平等E指数小于1,并且后一种情景较前一种情景有更多的穷人变得不健康,所以后一种情景的健康不平等程度更大。W指数认为只要最富阶层拥有最好的健康水平,其他人的健康水平最差,就是健康最不平等;而E指数认为社会只有两极分化为一半人是最富的人,另一半人是最穷的人,且当富人拥有最好的健康,穷人拥有最差的健康时,健康不平等程度才最大。



等的分解，大多是基于健康的单维度的静态分解，这种健康不平等的分解存在不稳健性^[41]。鉴于此，本文将采用广义 OProbit (Generalized Ordered Probit) 模型分析居民健康的影响因素，同时在模型中控制儿童时期的健康状况，在测度中国居民健康不平等基础上，引入国际上最新发展起来的基于去中心影响函数 (Recentered Influence Function, RIF) 的二维健康不平等分解方法对居民健康不平等进行动态分解，将 RIF 运用到健康不平等的度量和分解上会得到更加稳健的研究结果^[24,30]，这对认识居民健康分布具有重要意义。

三、研究方法 with 模型构建

在健康经济学研究中，基尼系数、泰尔指数等传统不平等测度方法均无法正确刻画居民健康不平等，因为这些方法都是建立在平均值基础上的，它们仅适用于收入等基数数据，在针对自评健康的序数数据时可能产生严重不良后果^[6]。设想两个社会 x 和 y 的居民健康水平分布分别是 $x = (1, 3, 5, 4, 4)$ 和 $y = (1, 4, 6, 2)$ ，当对不同等级健康水平赋值 $c = (1, 2, 3, 4, 5)$ 时，用基尼系数测度的健康差异 $gini(x; c) = 0.1947 > 0.1909 = gini(y; c)$ ，即社会 x 较社会 y 存在更大的健康差异。然而，当对不同等级健康水平赋值 $c'' = (1, 2, 6, 7, 8)$ 时，用基尼系数测度的健康差异 $gini(x; c'') = 0.2110 > 0.2327 = gini(y; c'')$ ，即社会 x 较社会 y 存在更小的健康差异。显然，这前后矛盾。这说明以均值为基础的基尼系数等不平等指数不适合应用于序数数据的研究。鉴于基尼系数和泰尔指数等传统方法在序数数据条件下的局限性，研究引入采用序数数据测算健康水平和健康不平等的新方法，第一，运用以中位数为基础的极化指数等指标，使用样本中的健康水平数据，从健康一个维度测算健康不平等，即健康好者与健康差者之间的健康不平等；第二，构建收入健康矩阵 (Income Health Matrix)，从收入和健康两个维度来测算健康不平等，进而考察不同收入阶层之间的健康不平等，即穷人与富人的健康不平等；第三，采用广义 OProbit 模型，对居民健康不平等进行测度，并使用去中心影响函数 (Recentered Influence Function, RIF) 的二维健康不平等分解方法对居民健康不平等的变动进行分解。

1. 健康不平等的单维测度方法

埃里森和福斯特 (Allison and Foster) 探索了以中位数为基础 (median-based) 的不平等分析方法^[6]。假定：①健康状况从差到好可分为 n 个等级，用一个 n 维向量 $c = (c_1, c_2, \dots, c_n)$ 来对每个健康等级赋值。② $p = (p_1, p_2, \dots, p_n)$ 表示一个社会健康分布的概率密度向量，其中 p_i 是指个人处于第 i 个健康等级的概率。③ $P = (P_1, P_2, \dots, P_n)$ 表示一个社会的健康累计分布向量，则健康不平等指数^[43-44] 可写为：

$$I(P, c) = 1 - \frac{2^\alpha}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} \left| P_i - \frac{1}{2} \right|^\alpha \quad (1)$$

其中， n 为健康水平等级数， P_i 为健康累计分布向量中第 i 个元素， α 表示中间阶层的重要性， $\alpha \in (0, 1)$ ，当 $\alpha \rightarrow 0$ 时，表示中间阶层的重要性增加；当 $\alpha \rightarrow 1$ 时，表示中间阶层的重要性减小，不平等指数对顶层和底层居民比重敏感。通常来讲，当每个健康等级的人数都相同时，健康不平等程度是中等的，即当健康分布的概率密度是均匀分布时， $p = p^U = (1/n,$



$1/n, \dots, 1/n$), $I(P^U, c) = 0.5$, 据此可得校准值 α^* ^①。根据样本数据计算出健康不平等指数后, 我们还可以进一步给出健康不平等指数的标准误, 这需要依靠对健康不平等指数方差的正确估计, 运用多元三角法 (multivariate delta method) 可以得到健康不平等指数 $I(P, c)$ 的方差^[43], 计算公式如下:

$$s^2(I) = \frac{\alpha 4^\alpha \left[\sum_{i=1}^{n-1} p_i a_i^2 - \left(\sum_{i=1}^{n-1} p_i a_i \right)^2 \right]}{N(n-1)^2} \quad (2)$$

其中, N 为样本容量。 $a_i = -1_{(i \leq m-1)} \sum_{j=i}^{m-1} \left(\frac{1}{2} - P_i \right)^{\alpha-1} + 1_{(i \leq m-1)} 1_{(m \leq n-1)} \sum_{j=m}^{n-1} \left(P_i - \frac{1}{2} \right)^{\alpha-1} + 1_{(i > m-1)} \sum_{j=i}^{n-1} \left(P_i - \frac{1}{2} \right)^{\alpha-1}$ ^②

2. 健康不平等的双维测度方法

健康不平等指数能从一个维度反映健康好者与健康差者的健康差异, 但有时我们更关心不同收入阶层居民之间的健康差异, 即从收入和健康两个维度来看待健康问题, 由此判断富人与穷人之间的健康不平等是如何变化的? 收入健康矩阵是分析该问题的强有力工具^[44]。假定一个社会有 n 个健康等级和 m 个收入等级, 每个收入等级中的人口比例为 π_i , 居民收入水平处在第 i 等级且健康水平处在第 j 等级的概率为 α_{ij} , 那么收入健康矩阵可定义为:

$$A_{m \times n} = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \cdots & \alpha_{1n} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \cdots & \alpha_{2n} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \alpha_{m1} & \alpha_{m2} & \cdots & \alpha_{mn} \end{pmatrix} \quad (3)$$

其中 $\alpha_{ij} \geq 0$, $\sum_{j=1}^n \alpha_{ij} = 1$, 矩阵 A 中的各行代表不同的社会经济阶层, 从上到下表示收入水平越来越高, 各列代表不同的健康水平, 从左到右表示健康状态越来越好。我们可以通过对不同时期收入健康矩阵的比较来研究健康水平和健康不平等的变化。假设一个社会先后两个不同时期的矩阵 A 和 B , α_{ij} 、 β_{ij} 分别是 A 和 B 矩阵中的元素。我们想知道福利状态是改善了还是恶化了, 可以通过判断 A 和 B 是否满足洛伦兹占优 (Lorenz Dominance)、广义洛伦兹占优 (Generalized Lorenz Dominance) 和超广义洛伦兹占优 (Generalized Super-Lorenz Dominance) 条件来实现^[44]。以上三个占优条件和最广义的占优条件, 公式如下:

$$\sum_{j=1}^k \pi_i \alpha_{ij} \leq \sum_{j=1}^k \pi_i \beta_{ij}, \quad k = 1, 2, \dots, n; \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (4)$$

$$\sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^k \pi_i \alpha_{ij} \leq \sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^k \pi_i \beta_{ij}, \quad k = 1, 2, \dots, n; \quad l = 1, 2, \dots, m \quad (5)$$

$$\sum_{i=1}^l \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^k \pi_i \alpha_{ij} \leq \sum_{i=1}^l \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^k \pi_i \beta_{ij}, \quad k = 1, 2, \dots, n; \quad l = 1, 2, \dots, m \quad (6)$$

① 当 n 分别为 3-10 时, 校准值 α^* 分别等于 $\ln 2 / \ln 3$ 、 $(\ln 4 - \ln 3) / \ln 2$ 、0.7272、0.6594、0.7842、0.7536、0.8219、0.8053。

② 其中 1 是指标函数, 1 后面括号里的条件满足则该函数取 1, 否则取 0。



$$\sum_{i=1}^l \sum_{s=1}^k \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^s \pi_i \alpha_{ij} \leq \sum_{i=1}^l \sum_{s=1}^k \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^s \pi_i \beta_{ij}, \quad k = 1, 2, \dots, n; l = 1, 2, \dots, m \quad (7)$$

如果公式 (4) 成立, 则表示在任何较低等级的健康水平上, A 矩阵均有相对较少的居民比重, 说明从洛伦兹占优角度看, A 时期优于 B 时期。由于矩阵从左到右表示健康水平越来越高, 从上到下表示收入水平越来越高, 显然, 矩阵左上角区域的数字越大, 表示社会中有更多的人处在健康水平差、收入低的状态。公式 (5) 表示在收入健康矩阵的左上角 B 较 A 有更大比重, 那么从广义洛伦兹占优角度看, 矩阵 A 时期优于 B 时期。若矩阵 A 和 B 满足公式 (6), 那么从超广义洛伦兹占优角度看, 矩阵 A 时期优于 B 时期, 之所以如此, 是因为我们通常假定收入的效用函数是拟凹的。同理, 假定收入的效用函数和健康的效用函数都是拟凹的, 那么当公式 (7) 成立时, 则从最广义洛伦兹占优角度看, A 时期优于 B 时期。为了下面叙述方便, 将矩阵 A 各元素向右累加得到的矩阵称为 A_1 , 将矩阵 A_1 再向下累加得到的矩阵称为 A_2 , 将 A_2 矩阵再向下累加得到的矩阵称为 A_3 , 将 A_3 向右累加得到的矩阵称为 A_4 。

在健康不平等的研究中, 通常将自评健康数据转化为基数数据, 完成这一转化的模型有三类: 第一类是名义 logit/Probit 模型, 这类模型适用于被解释变量为分类变量, 同时这些分类并没有序数的含义, 显然本文中的健康序数数据是有序数据, 因此名义 logit/Probit 模型并不适合本研究。第二类是排序 logit/Probit 模型, 它是专门针对被解释变量为序数数据的一类模型, 有学者在研究居民健康不平等时采用了这类模型, 然而排序 logit/Probit 模型认为在不同水平上, 同一解释变量前面的系数都是相同的, 这被称为平行回归假定, 平行回归假定是一个很强的假定, 通常情况下这一假定并不能得到满足。第三类是广义排序 logit/Probit 模型, 这类模型放松了平行回归假定, 它允许在不同的水平上同一解释变量前面的系数可以不同, 显然这一类模型比排序 logit/Probit 模型, 更加符合现实, 因此本文使用了广义排序 logit/Probit 模型, 其形式如下:

广义排序 logit 模型:

$$P(h_i > j) = \frac{\exp(\alpha_j + x_{1i} \beta_1 + x_{2i} \beta_{2j})}{1 + \exp(\alpha_j + x_{1i} \beta_1 + x_{2i} \beta_{2j})}, \quad j = 1-4 \quad (8)$$

广义排序 Probit 模型:

$$P(h_i > j) = \Phi(\alpha_j + x_{1i} \beta_1 + x_{2i} \beta_{2j}), \quad j = 1-4 \quad (9)$$

通过广义排序 logit/Probit 模型来计算居民健康为“非常好”的概率, 健康“非常好”的概率越大, 表明居民健康水平越高, 所以居民健康“非常好”的概率是居民健康水平的一个基数测量。通过上面的广义排序 logit/Probit 模型, 我们将居民健康的序数数据转化为基数数据, 进而采用健康经济学中的 Wagstaff 指数、Erreygers 指数来测算中国居民健康不平等程度, 健康不平等的测度公式如下:

Wagstaff 指数:

$$C_w(h | y) = \frac{2(h^{\max} - h^{\min})}{n^2(h^{\max} - \bar{h})(\bar{h} - h^{\min})} \sum z_i h_i \quad (10)$$



Erreygers 指数:

$$C_E(h | y) = \frac{8}{n^2(h^{max} - h^{min})} \sum z_i h_i \quad (11)$$

3. 健康不平等的分解

(1) 基于 Erreygers 的健康不平等分解。通常我们将自评健康数据转化为 0—1 之间的数值, 因此 Erreygers 指数可化简为:

$$C_E(h | y) = \frac{8}{n^2} \sum z_i h_i \quad (12)$$

同时, 我们将收入与健康之间的动态关系暂用以下关系式来描述:

$$h_{it} = \alpha + \varphi(y_{it}) + x'_{it} \beta \quad (13)$$

其中, α 是常数项, x_{it} 是控制变量向量, β 是控制变量系数向量, 考虑到收入对健康的影响可能存在边际效应递减现象, 不失一般性, 我们假定 $\varphi(y_{it})$ 是关于 y_{it} 的非线性函数。假设我们采用第 t 期和第 1 期的差分来研究健康不平等的动态变化, 则有:

$$C_E(h_{it} | y_{it}) - C_E(h_{i1} | y_{i1}) = \frac{8}{n^2} \sum_{i=1}^n \{ [z_{it} \varphi(y_{it}) - z_{i1} \varphi(y_{i1})] + \sum_{k=1}^K \beta^k (z_{it} x_{it}^k - z_{i1} x_{i1}^k) \} \quad (14)$$

接下来, 我们考虑将第 1 期到第 t 期的收入增长过程分解为两步: 第一步, 第 1 期收入水平同比例增长到第 t 期的平均收入水平; 第二步, 第 1 期收入水平不增长的同时按照第 t 期收入分配进行重新排布。对应地, 我们引入两种健康水平:

$$h_{it}^{pg} = \alpha + \varphi(y_{it}^{pg}) + x'_{it} \beta \quad (15)$$

$$h_{it}^{ng} = \alpha + \varphi(y_{it}^{ng}) + x'_{it} \beta \quad (16)$$

其中, h_{it}^{pg} 是当第 1 期收入水平同比例增长到第 t 期平均收入水平时的健康水平; h_{it}^{ng} 是第 1 期收入水平不增长的同时按照第 t 期收入分配进行重新排序后的健康水平。

基于此, 我们对公式 (14) 进一步拆项添项, 即:

$$\begin{aligned} & C_E(h_{it} | y_{it}, x_{it}) - C_E(h_{i1} | y_{i1}, x_{i1}) = [C_E(h_{it} | y_{it}, x_{it}) - C_E(h_{it}^{pg} | y_{it}^{pg}, x_{it})] + \\ & [C_E(h_{it}^{pg} | y_{it}^{pg}, x_{it}) - C_E(h_{it}^{ng} | y_{it}^{ng}, x_{it})] + [C_E(h_{it}^{ng} | y_{it}^{ng}, x_{it}) - C_E(h_{i1} | y_{i1}, x_{i1})] \\ & = \frac{8}{n^2} \left\{ \underbrace{\sum_{i=1}^n z_{i1} [\varphi(y_{it}^{pg}) - \varphi(y_{i1})]}_{\text{收入增长效应}} + \underbrace{\sum_{i=1}^n [z_{it} \varphi(y_{it}) - z_{i1} \varphi(y_{it}^{pg})]}_{\text{收入分配效应}} + \underbrace{\sum_{i=1}^n (z_{it} - z_{i1}) \sum_{k=1}^K \beta^k x_{it}^k}_{\text{收入流动效应}} \right. \\ & \left. + \underbrace{\sum_{i=1}^n z_{i1} \left[\sum_{k=1}^K \beta^k (x_{it}^k - x_{i1}^k) \right]}_{\text{资源禀赋效应}} \right\} \quad (17) \end{aligned}$$

公式 (17) 中, 我们将健康不平等的 Erreygers 指数的动态变化分解成四部分: 第一部分表示“收入增长效应”, 反映了收入水平同比例增长对 Erreygers 指数的影响; 第二部分表示“收入分配效应”, 表示平均收入水平在不增长前提下收入的重新分布对健康不平等的的影响; 第三部分表示“收入流动效应”, 说明收入流动性对健康不平等的的影响; 第四部分表示“资源禀赋效应”, 表明非收入因素的其他资源禀赋变动对健康不平等的的影响。



(2) 基于 RIF 的健康不平等分解。菲波 (Firpo) 等最早提出了 RIF 概念和 RIF 回归^[45]，赫克利 (Heckley) 等在此基础上创新性地延伸出了 RIF 分解方法研究与收入相关的健康不平等。该方法的完成主要分两步：第一步，计算关于某指数的 RIF 值。第二步，通过 RIF 对各解释变量作回归，得到解释变量对指数的边际影响。这里我们假定存在线性关系，意味着在 OLS 回归中用 RIF 作为被解释变量，因此该方法也记作 RIF-I-OLS 分解，分解回归各变量前面的系数即为解释变量对健康不平等的边际影响^[24]。具体如下：记各类双变量指数 $I = v^I(F_{H, F_Y}) = v^{w_I}(F_H)v^{AC}(F_{H, F_Y})$ ， v^I 表示关于双变量指数 I 的泛函。 AC 表示绝对集中指数，有 $AC = v^{AC}(F_{H, F_Y}) = 2Cov(H, F_Y)$ 。其中， H 是健康变量， Y 是将个体按照收入排序的排序变量， F_Y 是关于 Y 的分布函数， F_{H, F_Y} 是关于 H 和 F_Y 的联合分布， $v^{w_I}(F_H)$ 表示指数 I 的权重函数。

双变量指数的 RIF 函数定义为： $RIF(h, F_Y(y); v^I) = v^I(F_{H, F_Y}) + IF(h, F_Y(y); v^I)$ 。其中， $IF(h, F_Y(y)) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{v^I[(1 - \varepsilon)F_{H, F_Y} + \varepsilon\delta_{h, F_Y(y)}] - v^I(F_{H, F_Y})}{\varepsilon}$ ， $\delta_{h, F_Y(y)}$ 是给定某一具体值的分布函数。由于 IF 的期望为 0，菲波等证明 RIF 的期望为 $v^I(F)$ ^[45-46]。因此有 $E[RIF(H, F_Y; v^I)] = E[v^I(F_{H, F_Y}) + IF(h, F_Y(y); v^I)] = v^I(F_{H, F_Y})$ 。为了将 $v^I(F_{H, F_Y})$ 与变量 X 联系起来，这里通过迭代期望将其表示成关于 X 的函数：

$$v^I(F_{H, F_Y}) = E[RIF(H, F_Y; v^I)] = E_X[E(RIF(h, F_Y; v^I) | X = x)] = E_X(\beta^T X + \varepsilon) = \beta^T X \quad (18)$$

公式 (18) 中的系数 β^T 即为解释变量对双变量指数的边际影响。

四、实证结果与分析

1. 中国居民健康水平变化

我们通过 CHARLS 数据分城乡统计 2013—2015 年中国居民健康水平的分布，结果如表 1 所示。从表 1 可以看出，从健康一个维度来看，2015 年健康非常差和健康非常好的居民所占比重分别为 16.55% 和 5.74%，2013 年的相应比重分别为 15.25% 和 4.58%，即 2015 年健康非常差的比重较 2013 年高 1.30%，2015 年健康非常好的比重较 2013 年高 1.16%，两者差别检验的 Z 统计量分别为 2.58 和 3.83，均在 1% 的水平上高度显著。健康分布的这种变化说明 2015 年可能较 2013 年出现了更大的健康不平等。我们通过占优条件来考察中国居民健康水平变化，将各年的健康分布向右两次累加如表 1 右半部分所示，然后对 2015 年与 2013 年分布进行比较，从全国和城市来看，2015 年的相应数字均大于 2013 年，占优条件被满足，所以 2013 年优于 2015 年，即与 2013 年相比，2015 年全国居民和城市居民的自评健康水平下降了。当我们将城市与农村进行比较时发现，无论是 2013 年还是 2015 年，农村居民处于健康差的人数所占比重均高于城市居民，城市优于农村的占优条件成立，因此从居民健康状况来看，城市居民的健康水平一直高于农村。



表1 中国居民健康水平分布

年份	非常差	差	一般	好	非常好	两次累加至“非常差”	两次累加至“差”	两次累加至“一般”	两次累加至“好”	两次累加至“非常好”	
全国	2013	15.25	36.30	32.55	11.32	4.58	15.25	66.80	150.90	246.32	346.32
	2015	16.55	35.87	31.39	10.45	5.74	16.55	68.97	152.78	247.04	347.04
城市	2013	11.42	35.89	34.72	12.76	5.21	11.42	58.73	140.76	235.55	335.55
	2015	12.85	35.82	33.41	11.74	6.19	12.85	61.52	143.60	237.42	337.42
农村	2013	17.54	36.54	31.25	10.46	4.21	17.54	71.62	156.95	252.74	352.74
	2015	18.45	35.90	30.35	9.79	5.51	18.45	72.80	157.50	251.99	351.99

接下来，我们从收入水平和健康水平双维度来分析中国居民健康水平的变化，这就需要用到收入健康矩阵。我们运用 CHARLS 数据计算了分城乡的收入健康矩阵，结果如表 2 所示。我们将每个矩阵的行向量从左到右相加，然后比较各行就会发现穷人与富人的健康水平是否存在差异，如果对于所有的 $s < t$, $k = 1, 2, \dots, n$, 均有 $\sum_{j=1}^k \alpha_{sj} \geq \sum_{j=1}^k \alpha_{tj}$ 成立，则说明富人较穷人拥有更好的健康水平，即收入水平越高，健康状态越好。我们将每个矩阵向右累加，并比较每行元素大小，结果发现全部矩阵均满足该条件。例如：2015 年城市收入底层居民的健康分布向右累加到“一般”时，居民比重是 86.02%，高于中间阶层的相应比重（84.07%），而中间阶层该比重又高于顶层累加到“一般”时的比重（79.52%）。由此从平均水平来看，富人较穷人拥有更高的健康水平。

表2 中国居民收入健康矩阵

年份		全国样本					城市样本					农村样本				
		非常差	差	一般	好	非常好	非常差	差	一般	好	非常好	非常差	差	一般	好	非常好
2013	底层	19.27	38.25	30.29	8.95	3.24	16.98	40.75	30.09	8.78	3.40	19.88	37.59	30.34	8.99	3.20
	中层	15.88	36.64	32.86	10.37	4.25	13.67	36.91	33.96	11.37	4.10	17.03	36.50	32.29	9.85	4.32
	高层	10.60	33.99	34.51	14.64	6.26	8.01	33.48	36.9	15.07	6.54	14.02	34.67	31.35	14.07	5.89
2015	底层	20.74	36.4	28.78	9.14	4.94	17.74	37.81	30.47	8.24	5.73	21.39	36.09	28.41	9.34	4.77
	中层	17.36	37.28	30.97	9.05	5.33	15.62	37.41	31.04	9.66	6.27	18.16	37.22	30.94	8.77	4.91
	高层	11.54	33.94	34.42	13.15	6.95	9.50	34.18	35.84	14.19	6.29	13.78	33.67	32.86	12.02	7.67

运用公式 (6) 和公式 (7)，我们对中国居民收入健康矩阵进行纵向比较。将城市 2013 年收入健康矩阵与 2015 年收入健康矩阵进行比较时，首先将收入健康矩阵向右两次累加，然后向下两次累加，从而得到 $U_{2013, 4}$ 和 $U_{2015, 4}$ ，计算结果如表 3 所示。可以看出 2013 年城市居民收入健康矩阵累加后的各元素有的大于 2015 年收入健康矩阵相应的元素，有的小于相应元素，在对农村居民收入健康矩阵进行比较时也得到了相同的结论，这说明从收入和健康双维度来看，2015 年和 2013 年居民收入和和健康变化没有明显差异。综上，从健康单维度来看，2015 年的居民自评健康低于 2013 年；而从健康和收入双维度来看，2013 年与 2015 年的差别无法判断，这种差别源于收入的作用，因为从健康维度来看，2015 年居民自评健康下降了，但从收入维度看，居民收入水平上升了。

我们对中国居民收入健康矩阵进行横向比较，就可以分析城市与农村的健康水平的差异。运用公式 (4) 至公式 (7)，计算出城市各年的相应累加矩阵 $U_1 - U_4$ 以及农村各年的相应累



表3 中国各年收入健康矩阵比较与城乡收入健康矩阵比较

收入 阶层	城市样本 $U_{2015,4} - U_{2013,4}$					农村样本 $R_{2015,4} - R_{2013,4}$				
	非常差	差	一般	好	非常好	非常差	差	一般	好	非常好
底层	0.76	-1.42	-3.22	-5.56	-5.57	1.51	1.52	-0.40	-1.97	-1.97
中层	3.47	1.56	-2.51	-9.37	-9.40	4.15	6.02	2.68	-1.04	-1.03
高层	7.67	8.22	3.01	-8.12	-8.17	6.55	9.04	4.55	-3.10	-3.08
收入 阶层	城市-农村 ($U_{2013,4} - R_{2013,4}$)					城市-农村 ($U_{2015,4} - R_{2015,4}$)				
	非常差	差	一般	好	非常好	非常差	差	一般	好	非常好
底层	-2.90	-2.64	-2.63	-2.83	-2.83	-3.65	-5.58	-5.45	-6.42	-6.43
中层	-9.16	-11.59	-12.85	-13.01	-12.99	-9.84	-16.05	-18.04	-21.34	-21.36
高层	-21.43	-33.75	-37.93	-38.70	-38.66	-20.31	-34.57	-39.47	-43.72	-43.75

加矩阵 $R_1 - R_4$ 。结果显示, 各年均均有 $U_2 < R_2$, $U_3 < R_3$, $U_4 < R_4$, 即向右向下累加的城市收入健康矩阵小于相应的农村收入健康矩阵。如在 2013 年和 2015 年, 城市收入健康矩阵向右向下累加得到的矩阵 $U_{2013,4}$ 、 $U_{2015,4}$ 小于农村收入健康矩阵向右向下累加到得的相应矩阵 $R_{2013,4}$ 、 $R_{2015,4}$, 这说明从健康和收入双维度来看, 城市居民的健康水平在各年均高于农村居民。在健康一维的比较中, 我们已得到城市居民健康优于农村居民这一结论, 而在收入的进一步促进下, 城市居民健康水平高于农村居民的结论更加稳健。

2. 中国居民健康不平等的测度

为了较全面地测度居民健康不平等程度, 考虑到中国不同地区的经济发展存在显著差异, 我们在对全国居民健康不平等进行测度的同时, 分城市和农村、沿海和内陆对居民健康不平等进行比较分析。

(1) 居民健康不平等的单维测度。我们采用最新发展起来的以序数数据为基础的研究方法, 运用公式 (1) 至公式 (2) 计算了居民健康不平等程度及标准误, 可以发现健康不平等指数的标准误均很小, 在显著性检验中 Z 值最小的也达到了 10.7, 从而所有健康不平等的显著性检验均在 1% 的水平上高度显著。考虑到稳健性, 我们对参数 α 分别取了不同的数值 (0.2、0.5、0.8 和 α^*), 尽管我们对参数 α 进行了多种取值, 但结果仍相当稳健, 具体如表 4 所示。

就全国而言, 2015 年的居民健康不平等程度较 2013 年高, 其主要原因是中位数以外的居民健康水平分布分散^①。就城市来看, 2015 年城市居民健康不平等高于 2013 年, 健康不平等扩大的现象同样发生在农村。也就是说, 无论城市还是农村, 无论沿海还是内陆, 居民健康不平等都扩大了, 健康不平等呈扩大趋势这一结论无论是在 α 较小时还是在 α 较大时均成立。将同一年份的城市居民健康不平等与农村居民健康不平等相比较时, 我们发现城市居民的健康不平等程度大于农村, 将同一年份的沿海居民健康不平等与内陆居民健康不平等相比较时, 发现沿海居民健康不平等大于内陆。

^① 需要说明的是 2015 年居民健康不平等与 2013 年在比较时, 结果并不是很一致, 当 α 较小时, 2013 年的健康不平等看起来更大一些, 当 α 较大时, 2015 年的健康不平等更大一些。由于 α 越大, 对中位数以外的阶层越强调, 这更符合健康不平等的含义, 因此可以认为 2015 年居民健康不平等更大。



表4 中国居民健康不平等测度：单维度

年份	$\alpha=0.2$	$\alpha=0.5$	$\alpha=0.8$	$\alpha=\alpha^*$
全国居民				
2013	0.1659*** (0.0074)	0.3028*** (0.0068)	0.3820*** (0.0044)	0.3657*** (0.0049)
2015	0.1577*** (0.0060)	0.2997*** (0.0064)	0.3870*** (0.0049)	0.3688*** (0.0052)
城市居民				
2013	0.1500*** (0.0075)	0.2857*** (0.0079)	0.3687*** (0.0059)	0.3515*** (0.0063)
2015	0.1712*** (0.0160)	0.3095*** (0.0134)	0.3890*** (0.0079)	0.3726*** (0.0090)
农村居民				
2013	0.1404*** (0.0044)	0.2778*** (0.0054)	0.3670*** (0.0048)	0.3483*** (0.0050)
2015	0.1420*** (0.0047)	0.2836*** (0.0060)	0.3772*** (0.0055)	0.3575*** (0.0056)
沿海居民				
2013	0.1439*** (0.0052)	0.2863*** (0.0064)	0.3797*** (0.0055)	0.3601*** (0.0057)
2015	0.1553*** (0.0080)	0.3025*** (0.0088)	0.3964*** (0.0070)	0.3767*** (0.0073)
内陆居民				
2013	0.1342*** (0.0032)	0.2667*** (0.0041)	0.3532*** (0.0037)	0.3350*** (0.0038)
2015	0.1331*** (0.0032)	0.2693*** (0.0044)	0.3611*** (0.0042)	0.3417*** (0.0043)

注：括号内为健康不平等指数的标准误；***、**、* 分别表示健康不平等指数在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

(2) 居民健康不平等的双维测度。上面从健康单维度对居民健康及健康不平等进行了分析，考察了健康好的人与健康差的人的健康不平等。那么穷人与富人的健康及健康不平等状况如何呢？这就需要从健康和收入双维度来对居民健康不平等进行分析。由于双维测度需要居民健康的基数数据，而居民自评健康数据为序数数据，因此在进行居民健康不平等双维测度前，我们运用广义 OProbit 模型构建居民健康回归模型，将自评健康的序数数据转化为定距数据。居民健康回归模型中自变量的选取主要基于格罗斯曼的健康生产理论^[8]，该理论认为经济因素、教育水平、人口特征、生活方式和家庭因素共同决定了居民健康^①。经济因素和教育水平与健康关系密切，跨国数据表明，收入水平越高的国家，人均预期寿命越长，居民健康状况越好^[47]。格罗斯曼认为教育水平较高的人拥有较多的健康信息，健康生产效率和健康水平较高^[8]。生活方式和生活环境与居民健康联系紧密，福克斯认为它们是影响健康水平的重要变量，他比较了美国内华达州和犹他州各个年龄阶段的死亡率，发现不良生活方式和生活习惯是造成内华达州较高死亡率的重要原因^[48]。此外，年龄不同、性别不同、婚姻状况不同，健康状况就可能不一样。

我们遵循了文献的通常做法，在经济教育因素方面，以居民人均家庭收入的自然对数来

① 在一定程度上，职业也会影响健康，但职业与受教育程度、收入有高度相关性，为了避免多重共线性问题，模型没有加入职业变量。



衡量经济状况，为了规避内生性问题，将人均家庭收入的自然对数做了滞后一期处理。以居民受教育年限来度量教育水平。人口特征主要是以年龄、性别和婚姻状态来反映，以男性和未婚居民为参照系，分析女性和各种婚姻状态对居民健康的影响。生活方式方面，模型综合考虑了吸烟、饮酒及饮酒频率、晚上睡眠时长、午睡、社交活动和体重等因素。家庭因素方面，主要考虑了家庭规模、儿童时期的健康状况等因素。本研究模型与前人研究的显著不同在于，各变量对居民健康的影响在不同阶段并非一成不变的，有可能某个变量在健康较差的时候起作用，但在健康较好时作用消失。前人研究很少将儿童时期的健康纳入模型，那可能导致严重的自选择问题，目前该模型很好地规避了该问题。

采用 CHARLS 数据，从经济教育、人口特征、生活方式、家庭因素等方面对居民健康进行分析，得到居民健康函数回归结果如表 5 所示。在经济教育方面，收入对健康的影响显著为正，我们首次发现虽然收入对居民健康有促进作用，但这种作用在各个健康阶段逐次递减，这说明收入的主要作用是将居民从健康最差的底层推出，随后对健康的促进作用减弱；教育对健康的影响与收入类似，它主要是将居民从健康最差的状态推出，随后对健康的促进作用不再显著；也就是说，收入和教育在居民健康水平较低时起作用，而在居民健康水平较高时，它们的作用很弱甚至消失。在人口特征方面，年龄和女性变量的系数均为负，说明健康随着年龄增长而变差，且女性的健康水平低于男性，与男性相比，女性在各个年龄阶段都处于健康劣势，但女性患有的疾病往往不是致命性的^[19]；婚姻状态对居民健康有着显著影响，在所有婚姻状态中，未婚群体的健康最差，已婚且与配偶暂时分离的健康状态比已婚且与配偶共同居住的健康状态要好，原因可能在于已婚且与配偶暂时分离的状态，保证了在婚姻完整的同时又给了双方暂时的独立性和彼此空间。在生活方式方面，身体肥胖（BMI>30）和体重超轻（BMI<18.5）均对居民健康有着显著的负向影响，而体重超重（18.5<BMI<25）对居民健康的影响不显著；少量饮酒对健康的影响不显著，但过量饮酒和吸烟对健康的影响显著为负；睡眠时长、午睡和适当地参与社会活动均显著地促进了居民健康水平的提升。值得一提的是，在家庭因素方面，儿童时期的健康状况既会影响成人后的收入与教育，又可能影响成人后的健康，如果遗漏这一重要变量可能导致模型出现内生性问题。因此在模型中我们控制了儿童时期的健康状况，结果显示，儿童时期健康水平处于“好”以上等级均显著促进了成人后健康水平的提高。

依据居民健康函数回归结果，我们将健康序数数据转化为基数数据，进而对居民健康不平等进行测度，结果如表 6 所示。根据 Wagstaff 指数和 Erreygers 指数的性质，这两个指数的取值范围均在 -1 和 1 之间，如果它们为负，表示穷人具有较高的健康水平，即存在亲贫的健康不平等；如果它们为正，表示富人具有较高的健康水平，即存在亲富的健康不平等。从表 6 中的健康不平等指数来看，所有 Wagstaff 指数和 Erreygers 指数均为正，这说明富人较穷人具有更好的健康水平，存在亲富的健康不平等。

从纵向上来看，将 2015 年居民健康不平等与 2013 年相比较发现，无论是城市还是农村，无论是沿海还是内陆，2015 年的 Erreygers 指数均大于 2013 年，并且均在 5% 的水平上显著。



2015年大多数 Wagstaff 指数也高于 2013 年,说明 2015 年中国居民健康不平等程度高于 2013 年,居民健康不平等扩大了,这与基于收入健康矩阵发现的 2015 年有更多的居民处于健康底层和健康顶层的结果是相互印证的。

从横向上来看,对城市、农村、沿海、内陆等地区的居民健康不平等进行比较发现,沿海地区的居民健康不平等程度高于内陆地区,城市地区的居民健康不平等程度高于农村地区,即城市穷人与富人之间的健康不平等大于农村穷人与富人之间的健康不平等。究其原因可能在于:在当代中国城市,由于经济转型,既有较多的高收入者,如房地产开发商和垄断行业员工,他们享受着高标准的医疗条件,居住环境也较好;同时城市中又存在一些下岗职工,他们基本的医疗条件和居住环境比较差,从而造成了城市中穷人与富人之间的健康不平等程度较大。在农村,虽然医疗条件并不好,但在这里穷人与富人享受的医疗条件差距不大,农村居民的居住环境也差别不大,从而农村中穷人与富人之间的健康不平等程度较城市小。沿海地区的居民健康不平等高于内陆地区,其可能的原因也类似,沿海地区的居民之间存在较大的收入差距,处于不同阶层的居民健康不平等程度较大,而内陆地区的居民收入差距相对较小,工作生活环境和居住条件差别不大,从而内陆地区的居民健康不平等程度较小。

3. 中国居民健康不平等的分解

(1) 基于 Erreygers 指数的分解。前面结果表明中国居民健康不平等扩大了,那么中国居民健康不平等扩大的来源有哪些?它们对居民健康不平等扩大的作用如何?根据 Erreygers 分解方法,采用公式(17)将健康不平等的扩大分解为收入增长效应、收入分配效应、收入流动效应和资源禀赋效应四部分,考虑到结果稳健性,还将全样本按学历层次划分为小学以下、小学、初中和高中及以上四个子样本,分别测算健康不平等变化的来源。结果如表 7 所示。

从表 7 中可以看出,收入增长效应对健康不平等的影响为负,说明收入增长有利于健康不平等的缩小,其可能的原因是当收入增长时,居民健康水平都趋于改善,但改善程度存在边际递减现象,收入增长对穷人健康影响更大,从而收入增长最终有利于健康不平等的缩小。收入分配效应为正,对健康不平等增长的贡献率最高达到 62.58%,说明收入不平等的扩大是推动健康不平等上升的主要因素,其原因可能是:一方面,收入不平等扩大使得富者更富,贫者更贫,收入增长使得富者可以增加对自身的健康投资,而贫者更不易对自身进行医疗卫生投资,从而使健康不平等扩大。另一方面,收入不平等扩大会增加低收入人群的心理压力,他们可能缺乏自尊和自信,常会感到羞耻或者有较强的相对剥夺感^[49],有可能导致抑郁或引起吸烟、酗酒等不良行为习惯,如果收入不平等扩大到一定程度,低收入者可能会感到他与周围人彼此分离而互不信任,导致社会信任度和包容性下降^[50],低收入群体长期生活在紧张和压抑的负面情绪中,最终会损害其健康水平,从而使健康不平等扩大。收入流动性对健康不平等的贡献总体为正,说明收入位次的改变扩大了健康不平等,其原因可能是居民收入位次上升的原因有所不同,有的居民是通过超时工作透支身体来获取收入位次提高的,这种现象在劳动密集型行业 and 外资合资企业表现最为严重^[51],这会导致健康水平下降;有的居民收



表5 中国居民健康水平的影响因素分析：基于广义 OProbit 模型

变量		(1) 非常差	(2) 差	(3) 一般	(4) 好	
经济教育	对数收入	0.0528*** (0.0080)	0.0411*** (0.0071)	0.0434*** (0.0089)	0.0251** (0.0108)	
	受教育年限	0.0137*** (0.0036)	0.0067* (0.0036)	-0.0020 (0.0040)	-0.0072 (0.0051)	
人口特征	年龄	-0.0069*** (0.0017)	-0.0048*** (0.0016)	-0.0034* (0.0018)	-0.0059*** (0.0023)	
	女性	-0.1552*** (0.0312)	-0.1347*** (0.0287)	-0.1417*** (0.0341)	-0.1553*** (0.0429)	
	已婚且与配偶共同居住	0.3620*** (0.1129)	0.3620*** (0.1129)	0.3620*** (0.1129)	0.3620*** (0.1129)	
	已婚且与配偶暂时分离	0.4192*** (0.1188)	0.4192*** (0.1188)	0.4192*** (0.1188)	0.4192*** (0.1188)	
	分居	0.0903 (0.2187)	0.0903 (0.2187)	0.0903 (0.2187)	0.0903 (0.2187)	
	离婚	0.3327** (0.1536)	0.3327** (0.1536)	0.3327** (0.1536)	0.3327** (0.1536)	
	丧偶	0.4243*** (0.1158)	0.4243*** (0.1158)	0.4243*** (0.1158)	0.4243*** (0.1158)	
	肥胖	-0.1007*** (0.0358)	-0.0860** (0.0382)	-0.0961** (0.0413)	-0.0388 (0.0499)	
	超重	-0.0177 (0.0337)	-0.0202 (0.0279)	0.0261 (0.0371)	0.0275 (0.0423)	
	低体重	-0.2102*** (0.0511)	-0.2245*** (0.0460)	-0.2821*** (0.0626)	-0.3421*** (0.0914)	
生活方式	吸烟	-0.0609* (0.0333)	-0.0460 (0.0333)	-0.0731** (0.0369)	-0.0478 (0.0464)	
	饮酒每月一次	-0.0559 (0.0445)	-0.1325*** (0.0501)	-0.0188 (0.0494)	-0.0277 (0.0658)	
	饮酒每月两次及以上	-0.3846*** (0.0416)	-0.3098*** (0.0427)	-0.2892*** (0.0519)	-0.2467*** (0.0694)	
	睡眠时长	0.0625*** (0.0068)	0.0651*** (0.0059)	0.0710*** (0.0086)	0.0752*** (0.0092)	
	午休	0.0358** (0.0181)	0.0358** (0.0181)	0.0358** (0.0181)	0.0358** (0.0181)	
	社会活动数量	0.0900*** (0.0131)	0.0535*** (0.0135)	0.0608*** (0.0167)	0.0419** (0.0165)	
	家庭因素	儿童时期健康极好	0.2162*** (0.0586)	0.2162*** (0.0586)	0.2162*** (0.0586)	0.2162*** (0.0586)
		儿童时期健康非常好	0.1751*** (0.0539)	0.1751*** (0.0539)	0.1751*** (0.0539)	0.1751*** (0.0539)
		儿童时期健康好	0.1009* (0.0536)	0.1009* (0.0536)	0.1009* (0.0536)	0.1009* (0.0536)
		儿童时期健康一般	0.0477 (0.0540)	0.0477 (0.0540)	0.0477 (0.0540)	0.0477 (0.0540)
家庭规模		0.0063 (0.0068)	-0.0096 (0.0062)	-0.0277*** (0.0079)	-0.0048 (0.0100)	
常数项	0.0811 (0.1807)	-0.9946*** (0.1707)	-2.0423*** (0.1886)	-2.5303*** (0.2356)		
地区	控制	控制	控制	控制		



续表5

变量	(1) 非常差	(2) 差	(3) 一般	(4) 好
年份	控制	控制	控制	控制
Wald statistic		1227.90		
Prob > chi ²		0.0000		
Pseudo R ²		0.0298		
样本量	20931	20931	20931	20931

注：括号内为稳健标准误；***、**、* 分别表示健康不平等指数在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

表 6 中国居民健康不平等测度：双维度

不同地区	2013		2015		健康不平等的变动	
	Wagstaff 指数	Erreygers 指数	Wagstaff 指数	Erreygers 指数	Wagstaff 指数变动	Erreygers 指数变动
全样本	0.1192*** (0.0029)	0.1190*** (0.0030)	0.1307*** (0.0031)	0.1306*** (0.0031)	0.0115*** (0.0043)	0.0116*** (0.0043)
沿海	0.1216*** (0.0046)	0.0911*** (0.0035)	0.1258*** (0.0057)	0.1078*** (0.0049)	0.0043 (0.0074)	0.0167*** (0.0060)
内陆	0.0984*** (0.0037)	0.0483*** (0.0018)	0.01156*** (0.0044)	0.07112*** (0.0027)	0.0172*** (0.0057)	0.0228*** (0.0032)
城市	0.1201*** (0.0051)	0.0814*** (0.0035)	0.1179*** (0.0064)	0.0937*** (0.0051)	-0.0022 (0.0082)	0.0124** (0.0062)
农村	0.1043*** (0.0042)	0.0557*** (0.0023)	0.1116*** (0.0047)	0.0730*** (0.0031)	0.0073 (0.0063)	0.0173*** (0.0038)
沿海—内陆	0.0232*** (0.0059)	0.0427*** (0.0039)	0.0102 (0.0072)	0.0367*** (0.0056)	-0.0130 (0.0093)	-0.006 (0.0068)
城市—农村	0.0158** (0.0066)	0.0257*** (0.0041)	0.0063 (0.0080)	0.0208*** (0.0060)	-0.0095 (0.0104)	-0.0049 (0.0073)

注：***、**、* 分别表示健康不平等指数在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；括号内为标准误。

表 7 基于 Erreygers 指数的中国居民健康不平等分解

学历	Erreygers 指数 C_E		ΔC_E	收入增长效应		收入分配效应		收入流动效应		资源禀赋效应	
	2013	2015		数值	贡献率	数值	贡献率	数值	贡献率	数值	贡献率
全样本	0.1190	0.1306	0.0116	-0.0016	-13.45	0.0073	62.58	0.0029	24.55	0.0031	26.32
小学以下	0.0729	0.0861	0.0132	-0.0022	-16.82	0.0051	38.99	0.0058	43.95	0.0044	33.87
小学	0.0963	0.1048	0.0085	-0.0017	-19.38	0.0068	79.02	0.0012	13.93	0.0023	26.42
初中	0.0949	0.0973	0.0024	-0.0011	-44.88	0.0088	364.67	-0.0031	-128.68	-0.0022	-91.11
高中以上	0.0773	0.0872	0.0099	-0.0007	-6.89	0.0047	47.68	0.0054	54.68	0.0005	4.53

入位次的上升可能源于生产效率提升、房产溢价等，在这种情况下收入位次提高的同时居民健康状况改善了。如此一来，收入位次变化带来了居民健康水平分化，从而使居民健康不平等扩大。从健康不平等变动的来源分解来看，资源禀赋效应多为正值，但数值并不大，可见健康不平等扩大的主要原因并非资源禀赋效应。一个有意思的发现是，当我们将样本划分为小学以下、小学、初中和高中及以上时，无论是 2013 年还是 2015 年，随着受教育水平的提高，健康不平等均呈现出下降的趋势，由此初步得出教育水平提高有助于缩小健康不平等这



—结论。

(2) 基于 RIF 的分解。前面基于 Erreygers 指数的分解方法是将健康不平等分解成了四个组成部分，如果要进一步明确哪些具体因素会助推居民健康不平等的扩大，哪些具体因素有缓解居民健康不平等的作用时，我们采用最新的 RIF 分解方法，这种去中心影响的健康不平等分解方法可以帮助我们看到每一个变量单独对居民健康不平等的方向和影响程度。

从表 8 中可以看出，收入对健康不平等的影响有正有负，在收入的四个系数中，有两个显著为负（-0.0170、-0.0075），一个不显著（0.0008），一个显著为正（0.0036），总体上看，收入变量系数显著为负的更多。范奥特里（Van Outri）等认为健康收入弹性若是随着收入增长而递减的，那么收入增长将有利于缩小健康不平等，反之收入增长将会扩大健康不平等^[52]。我们再次检查表 5 中的健康收入弹性，不难发现健康收入弹性总体上是递减的，但在中间阶层有一个微小的跳跃（0.0411 至 0.0434），这说明收入增长总体上有利于缩小健康不平等，但这一结论要略谨慎一些，必须保证健康收入弹性递减，收入增长在降低健康不平等方面才能更好地起作用。教育对居民健康不平等的影响显著为负，说明教育有助于缩小居民健康不平等，居民受教育水平提高有利于其获得更加安全稳定的工作，有利于健康知识的增长和健康技能的提高，从而促使其自身健康水平提高^[53]，同时教育具有很强的外部性，居民受教育水平提高不仅有利于其自身健康，而且周围人也会从中获得好处，从而周围人的健康水平也跟着提高，因此教育缩小了居民健康不平等。这与埃德勒（Etile）对法国居民、聂鹏等的对中国城镇居民的研究相一致^[54-55]，同时也与前述教育对健康不平等的作用相互印证。

女性变量和年龄变量的系数显著为负，说明女性群体的健康不平等较男性小，随着年龄的增长居民健康不平等缩小，其原因在于多数人由于年龄增长而出现健康折旧，健康水平逐渐向下趋同；已婚、分居、离婚和离异的系数均为负，说明与未婚相比，婚姻的任何其他状态都会降低居民健康不平等程度；体重超轻的系数显著为正，说明低体重这类群体的健康状况呈现两极分化态势，有些人积极锻炼身体，身体苗条而体重轻，也有些人由于身患疾病而体重很轻；睡眠时长有助于缩小居民健康不平等，这主要在于睡眠时长的边际影响递减作用，当睡眠时长增加以后，由于睡眠时长短的人健康受益最大，而睡眠时长充足的人健康受益较小，从而睡眠时长增加会使得健康不平等程度下降；社会活动项目数对健康不平等的影响为正，可能的解释是参加社会活动会使得居民健康水平提升，但健康水平提升的幅度存在较大差异，有些居民从中健康获益较大，而有些居民从中健康获益较小。我们发现，儿童时期的健康状况对居民健康不平等的影响并不显著，虽然在表中居民儿童时期的健康状况显著影响成年时期的健康水平，但显然儿童时期健康水平并不会影响现在周围人的健康水平，即儿童时期健康水平对现在周围居民没有外部性，因此儿童时期的健康就与目前的健康不平等无关了。表 8 显示，2015 年虚拟变量的系数显著为正，这也再次印证了本文得出的 2015 年健康不平等高于 2013 年的结论。



表8 基于RIF的中国居民健康不平等分解

变量	2013		2015	
	RIFWI	RIFEI	RIFWI	RIFEI
对数收入	-0.0170 ^{***} (0.0023)	-0.0075 ^{***} (0.0014)	0.0008 (0.0025)	0.0036 ^{**} (0.0018)
受教育年限	-0.0021 ^{**} (0.0010)	-0.0021 ^{***} (0.0006)	-0.0024 ^{**} (0.0011)	-0.0027 ^{***} (0.0008)
人口特征				
年龄	-0.0002 (0.0004)	-0.0008 ^{***} (0.0002)	-0.0011 ^{**} (0.0005)	-0.0015 ^{***} (0.0003)
女性	-0.0101 (0.0076)	-0.0243 ^{***} (0.0046)	-0.0087 (0.0097)	-0.0260 ^{***} (0.0071)
已婚且与配偶共同居住	-0.2767 ^{***} (0.0362)	-0.1356 ^{***} (0.0222)	-0.2682 ^{***} (0.0448)	-0.1614 ^{***} (0.0325)
已婚且与配偶暂时分离	-0.2828 ^{***} (0.0388)	-0.1327 ^{***} (0.0238)	-0.2923 ^{***} (0.0489)	-0.1716 ^{***} (0.0354)
分居	-0.1635 ^{**} (0.0790)	-0.0879 [*] (0.0485)	-0.1426 (0.0958)	-0.0908 (0.0695)
离婚	-0.4345 ^{***} (0.0476)	-0.2379 ^{***} (0.0292)	-0.3282 ^{***} (0.0650)	-0.2072 ^{***} (0.0471)
丧偶	-0.2684 ^{***} (0.0376)	-0.1233 ^{***} (0.0231)	-0.2688 ^{***} (0.0461)	-0.1540 ^{***} (0.0334)
生活方式				
肥胖	0.0081 (0.0076)	0.0006 (0.0047)	0.0121 (0.0158)	0.0046 (0.0114)
超重	-0.0033 (0.0083)	0.0014 (0.0051)	-0.0024 (0.0086)	0.0019 (0.0063)
低体重	0.1261 ^{***} (0.0165)	0.0512 ^{***} (0.0101)	0.1326 ^{***} (0.0163)	0.0668 ^{***} (0.0118)
吸烟	0.0167 [*] (0.0086)	0.0049 (0.0053)	0.0067 (0.0099)	-0.0018 (0.0072)
饮酒每月一次	-0.0133 (0.0119)	-0.0113 (0.0073)	-0.0008 (0.0136)	-0.0036 (0.0098)
饮酒每月两次及以上	0.0027 (0.0115)	-0.0236 ^{***} (0.0071)	-0.0062 (0.0131)	-0.0316 ^{***} (0.0095)
睡眠时长	-0.0151 ^{***} (0.0017)	-0.0012 (0.0011)	-0.0182 ^{***} (0.0019)	-0.0043 ^{***} (0.0014)
午休	0.0078 (0.0065)	0.0086 ^{**} (0.0040)	-0.0065 (0.0077)	-0.0007 (0.0056)
社会活动数量	0.0427 ^{***} (0.0029)	0.0313 ^{***} (0.0018)	0.0333 ^{***} (0.0034)	0.0298 ^{***} (0.0024)
家庭因素				
儿童时期健康极好	0.0024 (0.0154)	0.0265 ^{***} (0.0094)	0.0070 (0.0182)	0.0310 ^{**} (0.0132)
儿童时期健康非常好	-0.0207 (0.0127)	0.0059 (0.0078)	-0.0326 ^{**} (0.0155)	-0.0039 (0.0112)
儿童时期健康好	-0.0088 (0.0130)	0.0048 (0.0080)	-0.0451 ^{***} (0.0166)	-0.0225 [*] (0.0120)
儿童时期健康一般	0.0004 (0.0139)	0.0048 (0.0085)	-0.0321 ^{**} (0.0163)	-0.0192 (0.0118)
家庭规模	-0.0045 ^{**} (0.0018)	-0.0033 ^{***} (0.0011)	-0.0006 (0.0021)	-0.0010 (0.0015)
常数项	0.6973 ^{***} (0.0500)	0.3469 ^{***} (0.0307)	0.6416 ^{***} (0.0617)	0.3853 ^{***} (0.0448)
地区	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
R-squared	0.0942	0.1118	0.0848	0.0954
样本量	11653	11653	9278	9278

注：括号内为稳健标准误；***、**、* 分别表示健康不平等指数在1%、5%和10%的水平上显著。



五、主要结论与政策含义

本文通过对中国居民健康水平和健康不平等的分析，得到如下结论：①在影响居民健康的因素中，收入和教育均对健康有着促进作用，但它们的主要作用是将居民从健康最差的底层推出，随后对健康的促进作用减弱。平均而言，女性的健康水平低于男性，未婚居民的健康水平相对较差。过量饮酒和吸烟对健康的影响显著为负，睡眠时长、午睡和参与社会活动数量均显著地促进了居民健康水平的提升。②无论从健康单维度看还是从健康收入双维度来看，城市居民的健康水平均高于农村居民，但城市地区的居民健康不平等大于农村地区，沿海地区的居民健康不平等大于内陆地区，2015年居民健康不平等大于2013年。③将居民健康不平等的变动分解为收入增长效应、收入分配效应、收入流动效应和资源禀赋效应后发现，对健康不平等贡献最大的是收入分配效应，收入不平等的扩大是导致健康不平等的重要原因；收入增长效应对健康不平等的影响为负，即收入提高有利于健康不平等的缩小。将健康不平等的变化分解到各影响因素后发现，教育能显著缩小健康不平等，结婚、年龄增长和睡眠时长都有利于健康不平等的缩小，而低体重和社会活动参与并不利于缩小健康不平等，儿童时期的健康状况能够显著影响居民健康水平，但不影响居民健康不平等。

本文的研究结果表明，在中国居民收入不平等扩大的背景下，居民健康不平等在一定程度上也在扩大，健康好的人与健康差的人的健康不平等在扩大，收入高的人与收入低的人的健康不平等也在扩大，其主要原因是收入不平等的扩大。本文的研究结论具有很强的政策含义，相关卫生政策的制定应更多地考虑处于社会下层的穷人，因为他们在收入不平等和健康不平等扩大以及健康水平恶化过程中承受了很大压力，提高他们的受教育水平和收入水平，既有利于提高居民健康水平，又有利于缩小健康不平等，是“一石数鸟”的政策抓手。

参考文献：

- [1] 焦开山. 健康不平等影响因素研究 [J]. 社会学研究, 2014 (5): 24-46, 241-242.
- [2] 石智雷, 顾嘉欣, 傅强. 社会变迁与健康不平等——对第五次疾病转型的年龄—时期—队列分析 [J]. 社会学研究, 2020 (6): 160-185, 245.
- [3] MOSSEY J M, SHAPIRO E. Self-rated health: a predictor of mortality among the elderly [J]. American Journal of Public Health, 1982, 72 (8): 800-808.
- [4] IDLER E L, BENYAMINMI Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. [J]. Journal of Health and Social Behavior, 1997, 38 (1): 21-37.
- [5] 赵忠. 我国农村人口的健康状况及影响因素 [J]. 管理世界, 2006 (3): 78-85.
- [6] ALLISON R A, FOSTER J E. Measuring health inequality using qualitative data [J]. Journal of Health Economics, 2004, 23 (3): 505-524.
- [7] MARTYNA K, PIOTR M. Inequality decomposition by population subgroups for ordinal data [J]. Journal of Health Economics, 2012, 31 (1): 15-21.
- [8] GROSSMAN M. On the concept of health capital and the demand for health [J]. Journal of Political Economy, 1972, 80 (2), 223-255.
- [9] LINK B G, PHELAN J C. Social conditions as fundamental causes of disease [J]. Journal of Health and Social Behavior, 1995, 35: 80-94.



- [10] PHELAN J C, LINK B G. Fundamental cause theory [M] //COCKERHAM W. *Medical Sociology on the Move*. Dordrecht: Springer, 2013: 105-125.
- [11] 洪岩璧, 曾迪洋, 沈纪. 自选择还是情境分层? ——一项健康不平等的准实验研究 [J]. *社会学研究*, 2022 (2): 92-113.
- [12] 李实, 杨穗. 养老金收入与收入不平等对老年人健康的影响 [J]. *中国人口科学*, 2011 (3): 26-33.
- [13] FICHERA E, GATHERGOOD J. Do wealth shocks affect health? new evidence from the housing boom [J]. *Health Economics*, 2016, 62: 57-69.
- [14] ETTNER S L. New evidence on the relationship between income and health [J]. *Journal of Health Economics*, 1996, 15 (1): 67-85.
- [15] CUTLER D, DEATON A, LLERAS-MUNEY A. The determinants of mortality [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2006, 20 (3): 97-120.
- [16] GOLDMAN D P, SMITH J P. Can patient self-management help explain the SES health gradient? [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences USA*, 2002, 99 (16): 10929-10934.
- [17] SMITH J P, GOLDMAN D P. Can patient self-management explain the health gradient? Goldman and Smith (2002) revisited; a response to Maitra [J]. *Social Science & Medicine*, 2010, 70 (6): 813-815.
- [18] 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)*, 2014 (4): 305-330.
- [19] 郑莉, 曾旭晖. 社会分层与健康不平等的性别差异——基于生命历程的纵向分析 [J]. *社会*, 2016 (6): 209-237.
- [20] 傅虹桥, 袁东, 雷晓燕. 健康水平、医疗保险与事前道德风险——来自新农合的经验证据 [J]. *经济学 (季刊)*, 2017 (2): 599-620.
- [21] KATIKIREDDI S V, ELISE W, JIM L, LINSAY G, ALASTAIR H L. Socioeconomic status as an effect modifier of alcohol consumption and harm: analysis of linked cohort data [J]. *Lancet Public Health*, 2017, 2 (6): 267-276.
- [22] WAGSTAFF A, PACI P, DOORSLAER E V. On the measurement of inequalities in health [J]. *Social Science & Medicine*, 1991, 33 (5): 545-557.
- [23] FLEURBAEY M, SCHOKKAERT E. Unfair inequalities in health and health care [J]. *Journal of Health Economics*, 2009, 28 (1): 73-90.
- [24] HECKLEY G, GERDTHAM U, KJELLSSON G. A general method for decomposing the causes of socioeconomic inequality in health [J]. *Journal of Health Economics*, 2016, 48: 89-106.
- [25] ERREYGERS G. Correcting the concentration index [J]. *Journal of Health Economics*, 2009, 28 (2): 504-515.
- [26] WAGSTAFF A. The bounds of the concentration index when the variable of interest is binary, with an application to immunization inequality [J]. *Health Economics*, 14 (4): 429-432.
- [27] ERREYGERS G. Correcting the concentration index: a reply to Wagstaff [J]. *Journal of Health Economics*, 2009, 28 (2): 521-524.
- [28] ERREYGERS G, VAN OUTRI T. Measuring socioeconomic inequality in health, healthcare and health financing by means of rank-dependent indices: a recipe for good practice [J]. *Journal of Health Economics*, 2011, 30 (4): 685-694.
- [29] ERREYGERS G, CLARKE P, VAN OUTRI T. Mirror, mirror on the wall, who in this land is fairest of all? : distributional sensitivity in the measurement of socioeconomic inequality in health [J]. *Journal of Health Economics*, 2012, 31 (1): 257-270.
- [30] KJELLSSON G, GERDTHAM U G. On correcting the concentration index for binary variables [J]. *Journal of Health Economic*, 2013, 32 (3): 659-670.
- [31] 马哲, 赵忠. 中国儿童健康不平等的演化和影响因素分析 [J]. *劳动经济研究*, 2016 (6): 22-41.
- [32] 彭晓博, 王天宇. 社会医疗保险缓解了未成年人健康不平等吗? [J]. *中国工业经济*, 2017 (12): 59-77.
- [33] 杜本峰, 王旋. 老年人健康不平等的演化、区域差异与影响因素分析 [J]. *人口研究*, 2013 (5): 81-90.
- [34] 陈东, 张郁杨. 不同养老模式对我国农村老年群体幸福感的影响分析——基于 CHARLS 基线数据的实证检验 [J]. *农业技术经济*, 2015 (4): 78-89.



- [35] 阮航清, 陈功. 中国老年人与收入相关的健康不平等及其分解——以北京市为例 [J]. 人口与经济, 2017 (5): 84-94.
- [36] 黄潇. 与收入相关的健康不平等扩大了吗? [J]. 统计研究, 2012 (6): 51-59.
- [37] WAGSTAFF A, VAN DOORSLAER E, WATANABE N. On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam [J]. *Journal of Econometrics*, 2003, 112 (1): 207-223.
- [38] JONES A M, NICOLAS A L. Allowing for heterogeneity in the decomposition of measures of inequality in health [J]. *Journal of Economic Inequality*, 2006, 4 (3): 347-365.
- [39] 解翌. 与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究 [J]. 经济研究, 2009 (2): 92-105.
- [40] 封进, 余央央. 中国农村的收入差距与健康 [J]. 经济研究, 2007 (1): 79-88.
- [41] MACKENBACH J P, Kulhánová I, MENVIELLE G, et al. Trends in inequalities in premature mortality: a study of 3.2 million deaths in 13 European countries [J]. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 2015, 69 (3): 207-217.
- [42] APOUEY B. Measuring health polarization with self-assessed health data [J]. *Health Economics*, 2007, 16 (9): 875-894.
- [43] NAGA H R, YALCIN T. Inequality measurement for ordered response health data [J]. *Journal of Health Economics*, 2008, 27 (6): 1614-1625.
- [44] ZHENG B. A new approach to measure socioeconomic inequality in health [J]. *Journal of Economic Inequality*, 2011, 9: 555-577.
- [45] FIRPO S, FORTIN N, LEMIEUX T. Unconditional Quantile Regressions [J]. *Econometrica*, 2009, 77 (3): 953-973.
- [46] MONTI A C. The study of the Gini concentration ratio by means of the influence function [J]. *Statistica*, 1991, 51 (4): 561-577.
- [47] 程明梅, 杨朦子. 城镇化对中国居民健康状况的影响——基于省级面板数据的实证分析 [J]. 中国人口·资源与环境, 2015 (7): 89-96.
- [48] 福克斯. 谁将生存? 健康、经济学和社会选择 [M]. 上海: 上海人民出版社, 2000: 59-63.
- [49] WILKINSON R G, PICKETT K E. Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence [J]. *Social Science & Medicine*, 2006, 62 (7): 1768-1784.
- [50] BUTTRICK N R, OISHI S. The psychological consequences of income inequality [J]. *Social and Personality Psychology Compass*, 2017, 11 (3): e12304.
- [51] 聂伟, 风笑天. 996 在职青年的超时工作及社会心理后果研究——基于 CLDS 数据的实证分析 [J]. 中国青年研究, 2020 (5): 76-84.
- [52] VAN OURTI T, DOORSLAER E V, KOOLMAN X. The effect of growth and inequality in incomes on health inequality: theory and empirical evidence from the European panel [J]. *Journal of Health Economics*, 2009, 28 (3): 525-539.
- [53] BEAUCHAMP A, BUCHBINDER R, DODSON S, et al. Distribution of health literacy strengths and weaknesses across socio-demographic groups: a cross-sectional survey using the health literacy questionnaire (HLQ) [J]. *BMC Public Health*, 2015, 15 (1): 678.
- [54] ETILE F. Education policies and health inequalities: evidence from changes in the distribution of Body Mass Index in France, 1981-2003 [J]. *Economics & Human Biology*, 2014, 13: 46-65.
- [55] NIE P, ANDREW E C, CONCHITA D, DING L. Income-related health inequality in urban China (1991-2015): the role of homeownership and housing conditions [J]. *Health & Place*, 2022, 73: 102743.

Study on Measurement and Influencing Factors of Health Inequality among Chinese Residents

WANG Hongliang

(School of Economics, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: People's health is an important symbol of national prosperity and strength, and



health equality and the level of health are key issues related to the realization of the goal of building a healthy China. Therefore, it is of great practical significance to determine the influencing factors for improving residents' health level and narrowing health inequalities. In this paper, the Generalized Ordered Probit Model is used to analyze the influencing factors of residents' health, and the health inequality of residents was measured from the single dimension of health and the double dimension of health and income. The Erreygers index and RIF decomposition method are used to decompose the health inequalities. The results show that both income and education have a positive effect on health, but their main effect is to push people out of the bottom of the lowest health level, and then the effect of health promotion decreases. Demographic characteristics, lifestyle and family factors also have a significant impact on the residents' health. The health level of urban residents is higher than that of rural residents, but the health inequalities of urban residents is greater than that of rural residents, and the health inequalities of coastal residents is greater than that of inland residents. The variation of health inequalities is divided into income growth effect, income distribution effect and income mobility effect. The results show that the income distribution effect contributes most to health inequality, and the increasing of income inequality is the main cause of the increasing of health inequalities, while the increase of income is beneficial to reduce health inequalities. RIF method is used to decompose variation in health inequalities into the respective influencing factors, which finds that: 1) education can significantly reduce health inequalities. 2) Marriage, age and the sleep time are good for narrowing health inequalities. 3) Low weight and participation in social activities are not conducive to reducing health inequalities. 4) Childhood health can significantly affect residents' health level, but not influence the residents' health inequalities.

Keywords: health inequality; income-health matrix; Generalized Ordered Probit Model

[责任编辑 武 玉]