

与收入相关的健康不平等及其动态分解

——基于中国老年群体的实证研究

王洪亮,朱星姝,陈英哲

(南京审计大学 经济学院,江苏 南京 211815)

[摘要]使用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011年和2013年的微观数据,以中国60岁及以上老年群体为研究对象,采用Erreygers指数测度中国老年群体的健康不平等程度,并将Erreygers指数的变动进一步分解为收入增长效应、收入分布效应、收入流动效应和人口老化效应,结果表明:我国老年群体存在严重的健康不平等,但这种健康不平等程度呈减缓趋势;收入增长效应、收入分布效应和收入流动效应在健康不平等程度减缓中发挥的作用相当,大约各占三分之一,而人口老化效应的作用极其微弱;整体而言,女性健康不平等程度大于男性,而相同年龄段的男性健康不平等程度大于女性。

[关键词]健康不平等;Erreygers指数;人口老龄化;收入差距;区域差异;收入流动

[中图分类号]F126 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2018)06-0029-10

一、引言

习近平总书记在十九大报告中指出,人民健康是民族昌盛和国家富强的重要标志。健康的体魄是一切生命活动的前提,它作为人类发展的一个重要目标,近年来受到越来越多的关注。从社会经济层面来看,经济发展离不开人力资源的投入,而健康是优质人力资源的基础和重要保障,能显著提高人口素质和社会效率,推动人类文明的进步以及社会经济的可持续发展。进入21世纪以来,我国居民的整体健康水平实现了飞跃式提升,反映健康水平的各项指标在发展中国家中排名居前。然而,不同个体间的健康差异是客观存在的,平均居民健康水平的提升并不能掩盖健康不平等问题存在的事实,有研究表明健康不平等正在扩大^[1],健康不平等程度过高会逐渐演变为经济可持续发展的绊脚石。与此同时,我国老龄化问题日益加剧,尤其是近些年来,老龄化程度持续加深,老年人数量急剧增加。据国家统计局统计,2017年60周岁及以上人口24090万,占总人口的17.3%,其中65周岁及以上人口15831万,占总人口的11.4%,这说明社会老年人口所占比例严重超标。无论是按照联合国的传统标准还是新标准,我国都已经进入老龄化社会。在我国人口老龄化和经济中高速发展的背景下,老年人健康问题尤为突出。

国内部分研究表明,富人较穷人拥有更好的健康水平,且贫富群体之间的健康不平等程度在扩大,但这些研究均是对健康及健康不平等的静态分析^[2-4],且研究结论不一。对于不同的研究结论,

[收稿日期]2018-02-25

[基金项目]2018年度教育部人文社会科学研究规划基金项目(18YJA790076);江苏省研究生科研创新项目(KYCX17-1335)

[作者简介]王洪亮(1977—),男,山东滨州人,南京审计大学经济学院教授,硕士生导师,博士,主要研究方向为收入分配、健康不平等,邮箱为whongliang@163.com;朱星姝(1994—),女,安徽合肥人,南京审计大学经济学院硕士生,主要研究方向为健康不平等;陈英哲(1992—),男,山东德州人,南京审计大学经济学院硕士生,主要研究方向为健康不平等。

一方面各因素对健康不平等的影响方向和程度可能会由于因变量的测量方式不同而产生差异^[2],另一方面取决于健康不平等指数的选择,健康不平等指数的不同选择反映不同的研究视角^[3],比如以绝对量还是相对量来测度健康不平等就会对研究结论和健康不平等的发展趋势产生不同影响^[4]。此外,现有研究主要集中在成年人群体,专门针对我国老年人群体的动态分析较为鲜见。基于以上考虑,本文将针对我国老年人群体做进一步研究,以期为老年人提高健康福利和相关部门制定政策提供理论支持。

本文剩余部分的安排如下:第二部分是文献综述,第三部分是理论分析,第四部分主要介绍研究方法,第五部分是研究设计,第六部分是实证结果及分析,第七部分是结论和政策建议。

二、文献综述

在人力资本理论研究的初期阶段,健康只是被视为人力资本的一个组成部分,但 Grossman 认为健康不同于教育等其他形式的人力资本,健康既作为消费品为消费者提供一定的效用,又作为投资品被消费者用时间和医疗服务生产出来^[5],他最先系统性地将健康人力资本模型化。随着微观个体健康调查数据越来越多地出现,经济学家在 Grossman 的健康需求模型基础上做了大量健康不平等方面的实证研究。

目前来说,国外已有文献相对丰富,且多是针对与社会经济相关的健康不平等展开的研究。Wagstaff 等使用 9 个工业化国家的数据进行实证研究发现,健康不平等和收入不平等之间的关系极为密切^[6]。Wagstaff 和 Van Doorslaer 通过进一步研究发现,收入因素对加拿大成年人健康不平等的贡献率在 0.25 左右^[7]。Van Doorslaer 等通过研究 13 个欧洲国家的相关数据再次发现,穷人的健康劣势产生的最主要原因是收入差距扩大^[8]。此外,同样采用跨国别的国际比较研究, Van Ourti 等认为健康收入弹性与收入分配对健康不平等的国别差异起主要作用^[9]。Macintyre 等研究发现,随着收入差距的扩大,相较于穷人,富人拥有的健康优势也逐渐增大^[10]。Maheswaran 等认为对健康不平等最有利的解释之一为收入不平等,且收入增加对健康水平的推动作用低于同时发生的收入差距拉大对健康水平的抑制作用,因此整体表现为健康水平的倒退^[11]。

近年来,国内越来越多的学者开始关注健康不平等的相关问题。赵忠等利用中位数和一阶随机占优方法来估计整个人群的健康水平和不平等程度,结果表明,健康不平等程度在城乡之间存在较大差异,农村居民的健康不平等程度明显大于城镇居民^[12]。胡琳琳采用自评健康数据测算了居民健康集中度指数,结果显示健康不平等程度居高不下^[13]。邓曲恒使用中国社会科学院经济研究所的数据对我国城镇居民基于收入水平的健康不平等程度进行了测度和分解,发现大城市等变量能够缓解基于收入的健康不平等程度^[14]。解翌利用中国健康与营养调查数据(CHNS)深入剖析了收入水平对健康不平等和医疗服务利用不平等的贡献,结果表明,亲富人的健康不平等和医疗服务利用不平等确实存在且呈现扩大趋势,收入对健康不平等和医疗服务利用不平等的贡献率在 0.13~0.20 之间^[15]。黄潇的研究也证实我国存在亲富人的健康不平等,且这一程度正在加深^[16]。陈东和张郁杨的研究结果表明,相较于男性和内陆地区,女性和沿海地区健康不平等程度更为严重^[17]。陆杰华和郭冉基于社区视角,采用分层线性模型重点探索了教育程度、个人收入等因素对健康不平等的影响机理,结果表明,个人和家庭及地区层面的社会经济条件对老年人健康有着积极作用,物质资源越丰富的老人越健康,地区层面的经济发展给老年人健康带来了正外部性^[18]。

以上研究不同程度地丰富了健康不平等的相关文献,同时也为研究该问题的学者开拓了思路,但尚存在以下不足:第一,大多数文献将研究重点放在我国全体居民、儿童或中老年人身上,针对 60 岁及以上老年人的文献较为罕见。考虑到老年人的健康问题直接关系到我国医疗卫生服务和养老保险等相关方面的支出,所以有必要对这个群体的健康不平等做进一步探索。第二,已有研究多采用

Wagstaff 等发展起来的集中度指数^[6]作为衡量健康不平等程度的指标,并在此基础上采用截面数据对集中度指数进行静态分解,揭示各影响因素对健康不平等程度的贡献,这类方法忽略了时间效应,没有对健康不平等程度的动态演变做进一步探析。针对上述不足,本文尝试采用 Erreygers 指数来替代集中度指数,并使用平衡面板数据将 Erreygers 指数的变动分解为收入增长效应、收入分布效应、收入流动效应、人口老化效应,以期从另一种视角对老年群体的健康不平等波动做出合理解释。

三、理论分析

Grossman 的健康需求模型是健康经济学领域的重要理论基础,他指出健康既可被看作投资品,又可被看作消费品。作为投资品,个体通过增加工作时间,可以提高收入水平;作为消费品,健康资本会带来人们不同的满足感,因此可将健康纳入生命周期效用函数^[5]。作为本文研究健康不平等问题的基础,接下来我们将对健康需求理论模型进行介绍。假定生命周期效用函数为:

$$U = U(\phi_0 H_0, \dots, \phi_n H_n; Z_0, \dots, Z_n) \quad (1)$$

其中, H_0 表示出生时的健康存量, H_n 表示第 n 期的健康存量, ϕ_n 为第 n 期单位健康存量的收益, Z_n 为第 n 期消费除健康外的其他商品。类似于资本存量增加的情景,健康增量取决于健康投资与健康损失情况,即有公式(2):

$$H_{i+1} - H_i = I_i - \delta_i H_i \quad (2)$$

其中, I_i 是第 i 期健康总投资, δ_i 是第 i 期健康损耗率,且随着年龄增长而增大, $\delta_i H_i$ 为第 i 期的健康损失。消费者健康投资 I_i 及生产除健康外其他商品的函数用公式(3)和公式(4)表示:

$$I_i = I_i(M_i, TH_i, E_i) \quad (3)$$

$$Z_i = Z_i(X_i, T_i, E_i) \quad (4)$$

其中, M_i 是指用于生产健康的投入要素(可以是医疗资源等), X_i 是指生产 Z_i 投入的原材料, TH_i 和 T_i 分别为生产健康和其他商品所对应的时间投入, E_i 为除健康外的人力资本存量。

消费者在获得最大效用的同时会受到时间和预算的约束。时间约束是指每期时间总量一定,它由工作时间、生产健康的时间以及生病的时间等构成;预算约束是指消费支出不能超过收入总量。

$$TW_i + TH_i + T_i + TL_i = \Omega \quad (5)$$

$$\sum_{i=0}^n \frac{P_i M_i + V_i X_i}{(1+r)^i} = \sum_{i=0}^n \frac{W_i TW_i}{(1+r)^i} + A_0 \quad (6)$$

其中, TW_i 是指工作的时间, TL_i 是指生病的时间, Ω 表示每一期的总时间, P_i 和 V_i 分别表示单位价格, W_i 表示工资率, A_0 为初始收入存量。在预算和时间的约束下,根据最优化问题的一阶条件可得到:

$$\frac{G_i W_i}{\pi_{i-1}} + \frac{G_i [U_{hi}/m \cdot (1+r)^i]}{\pi_{i-1}} = r + \delta_i \quad (7)$$

其中, $G_i = -(\partial TL_i / \partial H_i)$ 是健康的边际产出,即健康增加带来的生病时间的减少。 $U_{hi} = \partial U / \partial H_i$ 是健康时间的边际效用水平, m 为财富的边际效用, π_{i-1} 是第 $i-1$ 期的健康边际投资成本。等式(7)左边为健康资本的边际效率(MEC, Marginal Efficiency of Health Capital),右边的边际成本由利率和健康损耗率构成。根据该最优条件,预测各要素对最优健康需求的影响,如图1所示,健康资本边际效率和边际成本曲线的交点即为最优健康需求。

在 Grossman 的健康需求理论中,收入增加意味着单位时间的货币价值提高,健康投入时间的货币价值也随之提高,进而引起收益曲线向右移动,健康需求增加,即收入水平对健康有正向影响^[5]。一般来说,高收入群体有条件选择更好的居住环境和营养食品,同时较高的收入水平是满足个体消费、投资及投机的有力保证,在某种程度上缓解了个体心理负担,这无疑对健康有着不可忽视的积极影响。概括

起来,收入影响健康的理论机制有三种:(1)绝对收入假说。该假说由 Preston 于 1975 年提出,主要观点为健康水平与收入成正相关关系,即随着收入水平的提高,总体健康水平逐渐提高,但提高的速度逐渐减缓^[19]。(2)相对收入假说。该假说认为影响健康的并非绝对收入而是相对收入,绝对收入影响健康只是表面现象,其本质是通过相对收入对健康产生改善作用。(3)相对社会地位假说。该假说认为相对收入和绝对收入共同对健康水平产生影响,或者说收入水平和收入分配状况均会影响健康水平。

在健康需求理论中,教育程度作为一项重要的人力资本,对健康资本具有重要影响。高教育程度能明显地提高生产健康资本的效率,受教育年限长的老年人拥有更为强烈的健康意识,日常生活中更加注重健康生活习惯的培养和保健知识的累积,能更有效地利用医疗资源。不仅如此,教育也可以间接地通过提高收入水平来促进健康朝着积极的方向发展。因此,教育程度的提高同样会引起健康资本边际效率曲线向右移动(如图 1 所示),从而最终带来健康水平的上升。

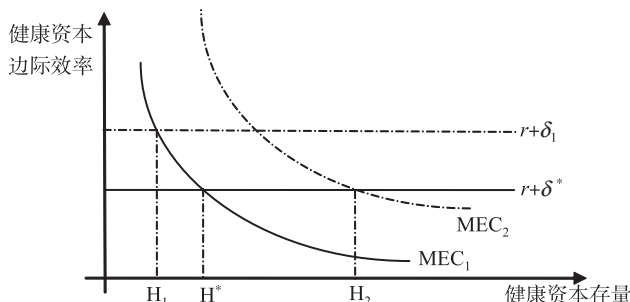


图 1 Grossman 健康需求模型

在健康需求理论中,健康损耗率 δ_i 是外生的,而且它会随着年龄的增长而增大,这是对现实中人超过一定年龄后人体会加速衰老的刻画。如此一来,年龄增长会导致健康损耗率上升,健康损耗率上升又会导致健康边际成本曲线向上移动,从图 1 中可以看出,由于健康边际成本曲线上移,均衡健康水平将下降。刘坤等研究发现,健康水平随着年龄的增长呈现先上升,并在青年阶段达到巅峰,而后逐渐下滑的趋势^[20],这符合我们对人类生理规律的认识。此外,也有学者发现年龄与健康之间负相关,但随着年龄的增长,老年人健康状况下滑的速度越来越慢^[21]。

考虑到我国居民健康水平在性别、户籍和地区等方面存在显著差异,本文在健康函数中引入性别、户籍和地区变量,因此,我们可以将健康视为收入、教育、年龄、性别、城乡、地区的函数。本文在后续健康不平等的研究中变量的选取均是建立在上述理论基础之上的。

四、研究方法

在前文理论模型分析的基础上,本文选用由 Erreygers 发展起来的健康不平等指数^[22]来测度中国老年人的健康不平等程度。健康不平等指数是在集中指数的基础上衍生而来的,计算公式如下:

$$C_E(h | y) = \frac{8}{n^2(h_{\max} - h_{\min})} \sum_{i=1}^n z_i h_i \quad (8)$$

式(8)中, h_i 表示个体 i 健康数值, y_i 表示个体 i 收入水平的自然对数, h_i 和 y_i 数值越高代表健康水平和收入水平越高; h_{\max} 和 h_{\min} 分别代表健康的最大值和最小值, n 是样本数量; z_i 是指将所有观测值按收入由高到低排序后,个体 i 的收入排名相对于样本总量中位数的偏离度,用公式表示为 $z_i = (n + 1)/2 - s_i$,其中 s_i 表示个体 i 的收入排名。通常我们将自评健康数据转化为 0 ~ 1 之间的数值,因此上式化简为:

$$C_E(h | y) = \frac{8}{n^2} \sum_{i=1}^n z_i h_i \quad (9)$$

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:

$$h_{it} = \alpha + \varphi(y_{it}) + x'_{it}\beta \quad (10)$$

其中, α 是常数项, x_{it} 是控制变量列向量, β 是各控制变量系数列向量,同时我们假定 $\varphi(y_{it})$ 是

关于 y_i 的非线性函数。

我们将(10)式代入(9)式得到:

$$C_E(h|y) = \frac{8}{n^2} \sum_{i=1}^n z_i [\alpha + \varphi(y_i) + x'_{iu} \beta] \quad (11)$$

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,则有下式:

$$C_E(h_t | y_t) - C_E(h_1 | y_1) = \frac{8}{n^2} \sum_{i=1}^n \{ [z_{it} \varphi(y_{it}) - z_{i1} \varphi(y_{i1})] + \sum_{k=1}^K \beta^k [z_{it} x_{it}^k - z_{i1} x_{i1}^k] \} \quad (12)$$

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:步骤一,第 1 期收入水平同比例增长到第 t 期的平均收入水平;步骤二,第 1 期收入水平不增长的同时按照第 t 期的收入分配进行重新排序。对应地,我们引入两种健康水平:

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

$$h_{it}^{ng} = \alpha + \varphi(y_{it}^{ng}) + x'_{it} \beta \quad (14)$$

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,即步骤一中收入同比例增长后对应的健康水平; h_{it}^{ng} 是第 1 期收入水平不增长的同时按照第 t 期的收入分配进行重新排序后的健康水平,即步骤二中重新排序后的收入对应的健康水平。

基于此,我们对公式(12)做进一步的拆项添项,得到:

$$C_E(h_t | y_t) - C_E(h_1 | y_1) = [C_E(h_t^{pg} | y_1) - C_E(h_1^{pg} | y_1)] + [C_E(h_t^{ng} | y_1) - C_E(h_1^{ng} | y_1)] + [C_E(h_t | y_t) - C_E(h_t^{pg} | y_t)] + [C_E(h_t | y_t) - C_E(h_t^{ng} | y_t)] = \frac{8}{n^2} \{ \sum_{i=1}^n z_{it} [\varphi(y_{it}^{pg}) - \varphi(y_{i1})] + \sum_{i=1}^n [z_{it} \varphi(y_{it}) - z_{i1} \varphi(y_{it}^{pg})] + \sum_{i=1}^n (z_{it} - z_{i1}) \sum_{k=1}^K \beta^k x_{it}^k + \sum_{i=1}^n z_{i1} [\sum_{k=1}^K \beta^k (x_{it}^k - x_{i1}^k)] \} \quad (15)$$

在式(15)中,我们将第 t 期和第 1 期的 Erreygers 指数差分结果分解成四部分:第一部分表示收入增长效应,反映收入水平由初期到末期同比例增长时对 Erreygers 指数的影响;第二部分表示收入分布效应,反映在平均收入水平不增长的前提下收入的重新分布对健康不平等的影响;第三部分表示收入流动效应,反映收入排序变动对健康不平等的影响;第四部分表示人口老化效应,反映非收入特征变量的变动对健康不平等演变的影响,由于老年人群体的受教育程度、地区等控制变量基本不变,变化的变量主要是年龄,因此第四部分主要反映年龄增长对健康不平等程度的影响。

五、研究设计

(一) 数据来源

本文使用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2011年、2013年两年的数据,该数据是由北京大学国家发展研究院面向全国各地共 10000 户左右的家庭、17000 左右个人所做的关于中国居民健康的问卷调查,调查主要涉及个人基本信息、家庭状况、经济条件、健康状况等若干部分。我们选取 60 岁及以上老年人的相关数据作为样本,并将这部分老年人分成四个年龄段分别进行研究。剔除少量缺失数据的观测值后,本文最终获得 5218 个样本。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文采用 CHARLS 问卷调查数据中的自评健康数据作为测度健康水平的指标。需要指出的是,问卷中涉及两个关于自评健康的问题,两个问题对应的选项分别为 1 = “很好”、2 = “好”、3 = “一般”、4 = “不好”、5 = “很不好”和 1 = “极好”、2 = “很好”、3 = “好”、4 = “一般”、5 = “不好”。为尽量扩大样本容量以得到更接近现实的结论,本文选用合并方法将两个问题得到的数据合二为一,第一种方法产生的变量为 *health5*,即将问题一中的 1 = “极好”、2 = “很好”与问题二中的 1 = “很好”归为一

类,将勾选这些选项的样本自评健康赋值为“1”,其余的对应合并;第二种方法产生的变量为 *health6*,即将问题一中的 1 = “极好”单独归为一类,赋值为“1”,其余的对应合并。然后,本文将全部自评健康值倒置,以使得健康值越大,健康水平越好。此外,由于序数性质的变量不能更加精确地界定样本间的差异,并不适用于 Erreygers 指数的测算和分解,因此本文采用 Ordered Probit 模型将序数性质的自评健康数据转化为 0 ~ 1 之间的连续变量。

2. 解释变量

本文的核心解释变量为收入,考虑到数据的可获得性,我们采用家庭人均年收入来衡量,主要包括工资性收入、转移收入、个体经营收入、农业净收入、私营企业净收入和政府转移收入。考虑到通货膨胀的影响,我们选取 2011 年 1 月作为基期,将得到的家庭每月收入用当月 CPI 指数平减。此外,我们引入受教育年限、年龄、性别、城乡、地区等作为控制变量,其中性别、地区、城乡为虚拟变量,性别变量中将男性作为参照组,城乡变量将农村作为参照组,地区变量划为东、中、西三部分(按统计局标准划分),西部地区作为参照组。受教育年限取决于各学历所需年数,文盲 0 年、小学 6 年、初中 9 年、高中 12 年、专科 14 年、本科 16 年、硕士 19 年。

(三) 描述性统计

表 1 为变量的描述性统计结果。2013 年选择“极好”和“很好”的比例较 2011 年均有一定幅度上升的同时,“不好”和“好”的比例有所下降,自评“一般”的比例也上升了 2.16%,选择“极好”、“很好”和“好”的比例之和为 20.43%,较 2011 年上升了 0.53%,选择“不好”和“很不好”的比例之和有所下降,同时平均健康水平由 2.87 上升到 2.92,这表明整个样本群体的健康水平有略微改善。

此外,家庭人均收入由 2011 年的 6670.61 元上升到 2013 年的 7864.85 元,上升幅度近 18%,这与当时我国较高的经济增速不无关系,但同时可以看出,收入不平等程度也有了较大的提高,基尼系数由 0.605 上升为 0.644,远超国际基尼系数的警戒线 0.4,收入不平等已极为严峻^①;样本中男性观测值数量要多于女性;分布在四个年龄段的样本呈现递减趋势,即 60—65 岁的样本数量占比最高,75 岁以上的样本最少;样本在东中西三个地区的分布基本均衡,大约分别占总体样本容量的 1/3;农村地区样本占比远高于城镇地区,大约是城镇地区的 3.3 倍;全样本中接受过小学层次教育的老年人占比接近一半,其次为文盲和初中,初中以上学历层次人群占比很小。

表 1 变量的描述性统计

变量	类别	2011 年	2013 年
自评健康	极好	0.23%	0.48%
	很好	5.16%	6.57%
	好	14.51%	13.38%
	一般	45.29%	47.45%
	不好	31.62%	28.38%
	很不好	3.2%	3.74%
家庭人均收入	均值	2.87	2.92
	基尼系数	0.605	0.644
性别	男	51.88%	51.88%
	女	48.12%	48.12%
年龄	60—65 岁	47.68%	33.79%
	66—70 岁	25.05%	29.53%
	71—75 岁	15.66%	19.11%
	75 岁以上	11.61%	17.57%
	平均年龄	67.41	69.41
地区	东部农村	23.97%	23.97%
	东部城市	7.51%	7.51%
	中部农村	25.43%	25.43%
	中部城市	9.14%	9.14%
	西部农村	27.43%	27.43%
	西部城市	6.52%	6.52%
	文盲	34.63%	34.63%
	小学	45.84%	45.84%
受教育年限	初中	12.63%	12.63%
	高中	1.99%	1.99%
	专科	4.12%	4.12%
	本科	0.77%	0.77%
	硕士	0.02%	0.02%
	平均受教育年限	4.83	4.83

六、实证结果及分析

(一) 老年人健康的影响因素:Ordered-Probit 模型回归结果

本文采用 Ordered-Probit 模型分析健康水平的影响因素,并进而将序数性质的自评健康数据转化

^①本文中计算的基尼系数群体是针对中国老年人口,而不是针对全体居民,所以该基尼系数不同于国家统计局公布的数值。

为 0~1 之间的连续变量,以为后文对 Erreygers 指数的计算和分解做准备。表 2 汇报了 2011 年、2013 年以及两年混合截面数据的回归结果。收入的系数为正,且均在 1% 水平上高度显著,表明整体来讲家庭人均收入对健康有着非常积极的正面影响,即收入对老年人健康改善有较大程度的促进作用。一般来说,家庭人均收入水平越高,能够获得的医疗服务质量就越高,生活和居住环境也就越好,同时老年人生活方面得到的照顾越多。此外,相较于青年和中年群体,老年人群体更加渴望拥有健康的体魄,收入水平高是生活和医疗的有力保证,在很大程度上缓解了老年人的心理负担,这无疑对健康有着重要的积极影响。

性别与年龄作为外生虚拟变量,在两种自评健康水平下的估计结果中对健康的影响均为负,其中性别在 1% 水平上显著,表明男性老年人群体要比女性拥有更健康的体魄,这与我国女性人均寿命高于男性的统计结果相背离,原因可能在于男性和女性对自身健康水平的认知存在差异。一般来说,男性相对于女性更加乐观自信,在对自身健康进行评估时,评估结果可能会超出自身实际健康水平,这就导致男性自评健康水平高于女性。健康水平随着年龄的增长基本呈逐渐下滑趋势,这符合我们对人类生理规律的认知。城乡和地区的系数均为正,说明我国城镇地区的老年人健康水平普遍高于农村地区,东部地区的老年人相较于西部地区拥有更高的健康水平,但中部地区的回归结果并不显著,这说明中西部老年人的健康水平差别并不明显。相较于农村和西部地区,城镇和东部地区拥有更高的人均 GDP、更好的医疗卫生条件以及其他更为便利的生活配套设施,在众多因素的综合作用下,东部地区与城镇地区的老年人更具有健康优势。此外,受教育水平对步入老年门槛的群体也有着较为重要的积极影响。受教育年限长的老年人拥有更为强烈的健康意识,日常生活中更加注重健康生活习惯的培养和保健知识的累积,善于利用自身认知优势推动自身健康的累积。

表 2 Ordered-probit 模型回归结果

变量	2011 年		2013 年		混合		2011 年		2013 年		混合	
	health5	health6	health5	health6	health5	health6	health5	health6	health5	health6	health5	health6
家庭人均收入/1000	0.0117 *** (6.26)	0.0115 *** (6.22)	0.0054 *** (4.18)	0.0038 *** (4.13)	0.0074 *** (7.00)	0.0052 *** (6.47)						
家庭人均收入对数							0.0800 *** (7.52)	0.0795 *** (7.48)	0.0524 *** (4.71)	0.0520 *** (4.68)	0.0667 *** (8.69)	0.0662 *** (8.64)
性别	-0.1445 *** (-4.53)	-0.1431 *** (-4.50)	-0.1458 *** (-4.59)	-0.1437 *** (-4.55)	-0.1428 *** (-6.36)	-0.1392 *** (-6.22)	-0.1395 *** (-4.39)	-0.1381 *** (-4.35)	-0.1477 *** (-4.65)	-0.1481 *** (-4.68)	-0.1432 *** (-6.38)	-0.1428 *** (-6.37)
年龄	-0.0059 ** (-2.39)	-0.0056 ** (-2.29)	-0.0066 *** (-2.69)	-0.0064 *** (-2.61)	-0.0056 *** (-3.25)	-0.0053 *** (-3.10)	-0.0046 * (-1.87)	-0.0043 * (-1.77)	-0.0058 ** (-2.38)	-0.0057 ** (-2.33)	-0.0045 *** (-2.65)	-0.0043 ** (-2.53)
中部地区	0.006 (0.16)	0.009 (0.25)	0.038 (1.06)	0.033 (0.93)	0.023 (0.91)	0.022 (0.88)	0.008 (0.22)	0.011 (0.29)	0.039 (1.08)	0.035 (0.98)	0.024 (0.96)	0.024 (0.94)
东部地区	0.2484 *** (6.69)	0.2478 *** (6.68)	0.2193 *** (5.95)	0.2216 *** (6.04)	0.2359 *** (9.03)	0.2399 *** (9.22)	0.2559 *** (6.92)	0.2552 *** (6.91)	0.2186 *** (5.93)	0.2172 *** (5.91)	0.2361 *** (9.05)	0.2350 *** (9.03)
城乡	0.1070 ** (2.48)	0.1105 *** (2.57)	0.1261 *** (3.00)	0.1445 *** (3.55)	0.1223 *** (4.09)	0.1454 *** (5.01)	0.0916 ** (2.14)	0.0950 ** (2.23)	0.1007 ** (2.31)	0.1014 ** (2.34)	0.0920 *** (3.02)	0.0939 *** (3.09)
教育年限	0.0130 *** (2.89)	0.0132 *** (2.93)	0.004 (0.85)	0.005 (1.02)	0.0090 *** (2.85)	0.0100 *** (3.19)	0.0143 *** (3.21)	0.0144 *** (3.24)	0.004 (0.89)	0.004 (0.87)	0.0092 *** (2.93)	0.0092 *** (2.93)

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著水平上具有统计学意义,括号内为 Z 值。

(二) 健康不平等及其动态变化:Erreygers 指数的动态分解

不同个体间的健康差异是客观存在的,平均居民健康水平的提升并不能掩盖健康不平等问题存在的事实,而且我国居民的健康不平等程度正在加深。接下来,本文进一步对老年人的健康不平等状况进行分析,并深度剖析两期样本群体的健康不平等变化的原因。

从表 3 中可以看出,总体来讲,两年的 Erreygers 指数均为正,且两年的时间内 Erreygers 指数下降

了 0.69%, 这表明 60 岁及以上老年人群体存在亲富的健康不平等, 但健康不平等程度呈缓慢下降趋势。性别层面上, 女性的 Erreygers 指数值整体上高于男性, 说明女性的健康不平等程度高于男性, 但从性别内部来看, 两年中男性和女性的健康不平等程度并未发生较大变化。与此同时, 通过与总体 Erreygers 指数对比我们可以发现, 单独计算出的男性和女性的 Erreygers 指数均高于全样本的 Erreygers 指数, 这说明如果将视线放在某个性别内部, 则健康不平等程度较深, 但当将男女看作一个整体时, 健康不平等程度会在男女之间得到一定程度的稀释。就不同地区而言, 农村地区及西部城市地区两年内的老年人健康不平等程度在逐渐降低, 东部城市和中部城市的老年人健康不平等程度在两年内有所增大。因此, 我们得出初步结论: 中国 60 岁及以上老年人群体存在亲富的健康不平等, 不同性别和不同地区的居民健康不平等存在差异。

表 3 各个群体的 Erreygers 指数对比及其动态分解结果

特征	Erreygers 指数 C_E		ΔC_E	收入增长效应		收入分布效应		收入流动效应		人群老化效应	
	2011 年	2013 年		数值	贡献率	数值	贡献率	数值	贡献率	数值	贡献率
全样本	0.2312	0.2296	-0.0016	0.0015	32.57%	-0.0016	-34.84%	-0.0015	-32.59%	0.0000	0.00%
男性样本	0.2477	0.2473	-0.0004	0.0015	21.50%	0.0017	25.52%	-0.0036	-52.98%	0.0000	0.00%
女性样本	0.2614	0.2616	0.0002	0.0017	18.58%	-0.0044	-48.93%	0.0029	32.49%	0.0000	0.00%
东部农村	0.2357	0.2108	-0.0248	0.0033	10.52%	-0.0127	-40.32%	-0.0155	-49.17%	0.0000	0.00%
东部城市	0.1718	0.2078	0.0360	0.0000	0.07%	0.0328	91.11%	0.0032	8.81%	0.0000	0.00%
中部农村	0.1956	0.1811	-0.0146	-0.0001	-0.34%	-0.0154	-94.34%	0.0009	5.32%	0.0000	0.00%
中部城市	0.2175	0.2244	0.0069	0.0026	37.21%	0.0009	12.39%	0.0035	50.41%	0.0000	0.00%
西部农村	0.2284	0.2134	-0.0149	0.0002	1.24%	-0.0049	-32.27%	-0.0102	-66.49%	0.0000	0.00%
西部城市	0.2910	0.2647	-0.0263	-0.2496	-52.78%	0.2178	46.06%	0.0055	1.16%	0.0000	0.00%

注: 贡献率 = 该效应数值 / 各效应绝对值之和。

与此同时, 我们将测度健康不平等的 Erreygers 指数动态地分解为收入增长效应、收入分布效应、收入流动效应和人口老化效应, 结果如表 4 所示。分解结果显示, 对健康不平等的变动做出贡献的主要是收入增长效应、收入分布效应和收入流动效应, 人口老化效应对两年的 Erreygers 指数波动幅度的解释力度微乎其微, 说明年龄因素对健康不平等既无显著的推动作用, 又无显著的抑制作用, 这可能主要有两方面原因: 第一, 本文使用的是 2011 年和 2013 年的微观数据, 这两年中个体年龄相差太小(2 岁); 第二, Ordered-Probit 模型回归得到的年龄变量前的估计系数较小。以上两种因素的乘积效果导致该效应更加微小, 甚至可以忽略不计, 因此接下来我们着重分析前三种效应。

全样本 Erreygers 指数的动态分解结果中, 收入增长效应对健康不平等变动产生了正向影响, 收入分布效应和收入流动效应对 Erreygers 指数变动产生了负向影响, 而且三种效应的影响各占约 1/3, 说明三者是势均力敌, 且收入增长效应与收入流动效应恰好相互抵消。分解结果中, 收入增长效应为正, 这说明假如全部老年人的个体收入都按同一增长率变动, 健康不平等程度将扩大, 也就是说, 收入按同一比例增长会使得高收入的老年人获得更大的健康效应; 收入分布效应和收入流动效应为负, 说明在现实中居民收入并没有按照同一比例增长, 穷人的收入增长率较富人更高一些, 从而产生了收入分布的变化和收入流动性, 穷人较高的收入增长率和不同收入阶层的相互流动最终带来了健康不平等状况的改善。

表 4 中分性别列出了各年龄段老年人群体的 Erreygers 指数动态分解结果, 结合表 3 的结果我们发现: 健康不平等程度呈现出明显的性别差异, 相同年龄段的男性健康不平等程度均高于女性; 健康不平等随着年龄增长基本呈倒 U 形的变化趋势, 71—75 岁年龄段的老年人健康不平等程度最大, 而 75 岁以上老年人的健康不平等程度最小, 这说明 71—75 岁老年人健康出现分化的情况最为严重, 但过了 75 岁后老年人健康的差异最小, 原因可能是绝大多数老年人的身体在 75 岁后会出现这样或那

样的问题,健康状况不再理想。此外,与总体 Erreygers 指数动态分解的不同之处在于,各年龄段 Erreygers 指数动态分解结果中收入分布效应与收入流动效应对健康不平等变化的影响明显高于收入增长效应,这表明如果将研究对象具体到某一性别的某个年龄段,那么收入按照平均增长率增长的部分对健康不平等的影响程度不再发挥主要作用,反而是收入排序变化以及收入在不同个体间的分配成为健康不平等的重要推动力量。

表 4 各年龄段群体的 Erreygers 指数对比及其分解结果

性别	年龄段	Erreygers 指数 C_E		ΔC_E	收入增长效应		收入分布效应		收入流动效应		人群老化效应	
		2011 年	2013 年		数值	贡献率	数值	贡献率	数值	贡献率	数值	贡献率
男性	60—65 岁	0.3043	0.3241	0.0198	0.0000	-0.06%	0.0100	50.25%	0.0098	49.69%	0.0000	0.00%
	66—70 岁	0.2723	0.2788	0.0065	-0.0011	-5.64%	0.0132	66.42%	-0.0055	-27.94%	0.0000	0.00%
	71—75 岁	0.3222	0.3088	-0.0134	0.0071	25.61%	-0.0192	-69.56%	-0.0013	-4.83%	0.0000	0.00%
	75 岁以上	0.2773	0.2606	-0.0168	0.0077	23.90%	-0.0164	-50.95%	-0.0081	-25.15%	0.0000	0.00%
女性	60—65 岁	0.2659	0.2715	0.0056	0.0008	15.14%	0.0010	17.17%	0.0038	67.69%	0.0000	0.00%
	66—70 岁	0.2667	0.2623	-0.0044	0.0014	19.65%	-0.0043	-59.74%	-0.0015	-20.61%	0.0000	0.00%
	71—75 岁	0.2728	0.2765	0.0037	0.0046	9.23%	-0.0230	-46.29%	0.0221	44.48%	0.0000	0.00%
	75 岁以上	0.2142	0.2205	0.0062	0.0026	17.37%	-0.0044	-29.26%	0.0080	53.37%	0.0000	0.00%

七、结论与政策建议

本文通过对 60 岁及以上老年人群体健康水平的分析,得到以下结论:(1)我国老年人群中确实存在亲富人的健康不平等,但这种健康不平等程度呈减缓趋势。就性别和地域特征来说,女性老年人的健康不平等程度高于男性,西部城市地区老年人的健康不平等程度高于其他地区。(2)总体而言,收入增长效应、收入分布效应和收入流动效应在健康不平等的减缓中发挥的作用相当,大约各占 1/3,而人口老化效应发挥的作用极为微弱。收入增长效应与收入流动效应一正一负相互抵消,收入分布效应对健康不平等的降低起到了决定作用。(3)整体而言,女性健康不平等程度大于男性,而同年龄段的男性健康不平等程度大于女性。

基于所得研究结论,本文提出以下建议:(1)在整体提升我国老年人收入水平的同时,深入完善收入分配体制的细枝末节,使其朝着更加合理、更加完善的方向发展,重点改善我国中部城市和西部农村地区的老年人以及女性老年人的收入分配现状;(2)完善养老保险制度,统筹布局养老服务体系,在加大养老服务专项资金投入的同时,也要重视发挥公共财政的职能,从而推动提质增效;(3)健全健康支持体系,发展老年医疗与康复护理服务,把保障老年人的基本健康养老需求放在首位,重点做好高龄、重病、失能老年人的康复护理服务。

参考文献:

- [1] BAETEN S, VAN OURTI T, VAN DOORSLAERA E. Rising inequalities in income and health in China: Who is left behind[J]. *Journal of Health Economics*, 2013, 32(6): 1214 - 1229.
- [2] 焦开山. 健康不平等影响因素研究[J]. *社会学研究*, 2014(5): 24 - 46.
- [3] ASADA Y. Health inequality: Morality and measurement[M]. Toronto: University of Toronto Press, 2007.
- [4] HARPER S, KING N B, MEERMAN S C, et al. Implicit value judgements in the measurement of health inequalities [J]. *Milbank Quarterly*, 2010, 88(1): 4 - 29.
- [5] GROSSMAN M. On the concept of health capital and the demand for health[J]. *Journal of Political Economy*, 1972, 80(2): 223 - 255.
- [6] WAGSTAFF A E, VAN DOORSLARE E, WATANABE N. On decomposing the causes of health sector inequalities with

- an application to malnutrition inequalities in Vietnam[J]. *Journal of Econometrics*, 2000, 112(1): 206-212.
- [7] WAGSTAFF A E, VAN DOORSLAER E. Progressivity, horizontal equity and reranking in health care finance: A decomposition analysis for the Netherlands[J]. *Journal of Health Economics*, 1997, 16(5): 499-516.
- [8] VAN DOORSLAER E, MASSERIA C. Income-related inequality in the use of medical care in 21 OECD countries, Towards High-Performing Health Systems: Policy Studies[M]. Paris: OECD, 2004:109-166.
- [9] VAN OURTI E, VAN DOORSLAER E, KOOLMAN X. The effect of income growth and inequality on health inequality: Theory and empirical evidence from the European Panel[J]. *Journal of Health Economics*, 2009, 28(3): 526-535.
- [10] MAINTYRE S, MCKAY L, ELLAWAY A. Are rich people or poor people more likely to be ill? Lay perceptions, by social class and neighborhood, of inequalities in health[J]. *Social science & medicine*, 2005, 60(2): 313-317.
- [11] MAHESWARAN H, KUPEK E, PETROU S. Self-reported health and social-economic inequalities in England, 1996-2009: Repeated national cross-sectional study[J]. *Social Science & Medicine*, 2015, 136:135-146.
- [12] 赵忠,侯振刚. 我国城镇居民的健康需求与 Grossman 模型[J]. *经济研究*, 2005(10): 79-90.
- [13] 胡琳琳. 我国与收入相关的健康不平等实证研究[J]. *卫生经济研究*, 2015(12): 13-16.
- [14] 邓曲恒. 中国城镇地区的健康不平等及其分解[J]. *中国社会科学院研究生院学报*, 2010(5): 62-64.
- [15] 解垚. 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.
- [16] 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.
- [17] 陈东,张郁杨. 与收入相关的健康不平等的动态变化与分解——以我国中老年群体为例[J]. *金融研究*, 2015(12): 11-24.
- [18] 陆杰华,郭冉. 基于地区和社区视角下老年健康与不平等的实证分析[J]. *人口学刊*, 2017(2): 57-67.
- [19] PRESTON S H. Health programs and population growth[J]. *Population & Development Review*, 1975, 1(2): 189-199.
- [20] 刘坤,张楠,方玉凤. 国内外老年人健康不平等影响因素研究综述[J]. *中国卫生政策研究*, 2014(7): 68-75.
- [21] 张翼. 中国老年人口的家庭居住、健康与照料安排——第六次人口普查数据分析[J]. *江苏社会科学*, 2013(1): 57-65.
- [22] ERREYGENS G. Correcting the concentration index[J]. *Journal of Health Economics*, 2009, 28(2): 508-519.

[责任编辑:王丽爱]

Income-related Health Inequality and Its Dynamic Decomposition: An Empirical Study Based on the Elderly Population in China

WANG Hongliang, ZHU Xingshu, CHEN Yingzhe

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

Abstract: Using micro-data concerning “China Health and Retirement Longitudinal Study” in 2011 and 2013 and taking the Chinese elderly population aged 60 and over as the research sample, the paper employs Erreygers index to measure the health inequality among the elderly in China. Variations in Erreygers index are further decomposed into income-growth-effect, income-distribution-effect, income-mobility-effect and population-aging-effect. The results show that there are pro-rich health inequalities in the elderly population in China, but health inequality has a decreasing trend. The income-growth-effect, income-distribution-effect and income-mobility-effect play a similar role in the reduction of health inequality, each accounting for about one third. However, the population-aging-effect is extremely weak. Overall, women’s health inequality is greater than men’s, while men of the same age group have greater health inequality than women.

Key Words: health inequality; Erreygers index; ageing of population; income disparity; area differentiation; income mobility