

中国城乡居民健康机会不平等的 测度与趋势分析

刘晔虹^{1,2}, 郭红东^{1,2}, 史新杰^{1,2,3,4*}

(1 浙江大学 公共管理学院, 浙江 杭州 310058; 2 浙江大学 中国农村发展研究院, 浙江 杭州 310058; 3 浙江大学 长三角智慧绿洲创新中心未来区域发展实验室共同富裕研究中心, 浙江 嘉兴 314000; 4 浙江大学-湖州市共同富裕研究中心, 浙江 杭州 310058)

摘要:健康作为一项重要的人力资本,对国民经济发展起到重要作用。促进公平的人力资本投资,全面提升人口素质,推动人的全面发展,是实现共同富裕背景下城乡融合发展的关键。利用中国综合社会调查(CGSS)数据,在Roemer的机会不平等理论框架下,使用“事前”参数估计和分位数回归等方法,对中国居民健康机会不平等状况进行了量化分析,从侧面为缩小城乡人力资本机会差异提供了科学依据。结果表明,基于自评健康状况测得的中国居民整体健康机会不平等系数为6.16%,低于现有研究涉及的大部分国家。城乡居民在健康机会上存在差异,农村户籍人群面临的健康机会差异(6.70%)大于城镇户籍(5.16%)。从横向的分布差异来看,农村户籍人群在健康结果不同分位点上的机会不平等差异比城镇户籍更大;从纵向的时间变化趋势上看,中国居民健康机会不平等程度总体在不断地波动变化,城乡健康机会差异呈现逐年扩大趋势。异质性分析表明,从性别上看,农村户籍女性是获得健康机会的最弱势群体;从年龄层看,城乡居民的健康机会不平等程度总体随着年龄的增长而逐渐增大。城乡户籍是影响居民健康机会不平等的重要环境变量,因此在后续的研究中要特别关注城乡之间的健康机会差异带来的影响。
关键词:机会不平等;健康人力资本;城乡差异;Shapley值分解

中图分类号:F069.9 文献标识码:A 文章编号:1674-1668(2023)06-0072-16

Measurement and Trend Analysis of Health Opportunity Inequality among Urban and Rural Residents in China

LIU Ye-hong^{1,2}, GUO Hong-dong^{1,2}, SHI Xin-jie^{1,2,3,4*}

(1 School of Public Affairs Zhejiang University, Hangzhou 310058, China; 2 China Academy for Rural Development Zhejiang University, Hangzhou 310058, China; 3 Research Center for Common Prosperity, Future Regional Development Laboratory, Innovation Center of Yangtze River Delta, Zhejiang University, Jiaxing 314000, China; 4 Center for Common Prosperity of Zhejiang University & Huzhou City, Hangzhou 310058, China)

收稿日期:2023-02-21; 修订日期:2023-05-09

基金项目:清华大学中国农村研究院2022—2023学年度“清华农村研究博士论文奖学金”项目(202218);国家自然科学基金项目“农村机会不平等的趋势与影响研究”(72003170);国家社科基金重大项目“特色农业赋能农户增收长效机制构建研究”(21&ZD091);中央高校基本科研业务费专项资金资助。

作者简介:刘晔虹(1996—),女,博士研究生,主要研究方向:城乡机会差异,农村经济发展;郭红东(1968—),男,教授,博士生导师,主要研究方向:农业组织与制度、农村电子商务、特色农业产业。

* 本文通讯作者

Abstract: As an important human capital, health plays a positive role in the development of national economy. Promoting fair human capital investment, comprehensively improving the quality of the population, and promoting the comprehensive development of people are the key to achieving the integrated development of urban and rural areas under the background of common prosperity. Based on the data of China General Social Survey (CGSS) and Roemer's theory of inequality of opportunity, this paper uses the methods of "ex-ante" parameter estimation and quantile regression to quantitatively analyze the inequality of health of Chinese residents, which provides a scientific basis for narrowing the urban-rural difference in human capital opportunities. The results showed that the overall health opportunity inequality coefficient of Chinese residents based on self-rated health status was 6.16%, which was lower than that of most countries involved in the existing studies. There are differences in health opportunities between urban and rural residents, and the difference in health opportunities faced by rural residents (6.74%) is greater than that faced by urban residents (5.06%). From the perspective of horizontal distribution differences, the inequality of opportunity in different quantiles of health outcomes of people with rural household registration is larger than that of people with urban household registration. From the perspective of longitudinal time change, the degree of health opportunity inequality of Chinese residents is constantly fluctuating, and the health difference between urban and rural areas is expanding year by year. Heterogeneity analysis showed that from the perspective of age, the inequality of health opportunities of urban and rural residents gradually increased with the increase of age. In terms of gender, women with rural household registration are the most vulnerable group to access health opportunities. Urban and rural household registration is an important circumstance variable affecting the inequality of health opportunities. Therefore, subsequent studies should pay special attention to the impact of differences in health opportunities between urban and rural areas.

Key words: Inequality of Opportunity; Health Human Capital; Differences between Urban and Rural Areas; Shapley Value Decomposition

1 引言

党的十八大以来,我国的健康卫生事业得到了长足的发展,人民群众多元化、多层次的医疗健康需求不断得到满足。“没有全民健康,就没有全面小康”,在实现共同富裕的道路上,中国依然面临着发展不平衡、不充分的问题,尤其是在健康领域。2016年10月,中共中央、国务院颁布了《“健康中国2030”规划纲要》,提出“逐步缩小城乡、地区、人群间基本健康服务和健康水平的差异,实现全民健康覆盖,促进社会公平”(刘波等,2020)。2019年7月15日发布的《国务院关于实施健康中国行动的意见》明确提出了到2030年“健康公平基本实现”的目标。不论对于社会、国家还是家庭和个人而言,健康的重要性都是毋庸置疑的。新中国成立70年来,我国居民健康水平持续改善,人均预期寿命从35岁提高到77岁,婴儿死亡率由200‰下降到6.1‰,孕产妇死亡率由1500/10万下降到18.3/10万^①。尤其是改革开放以来,中国经济进入快速增长阶段,人民收入和生活水平显著提高。城乡居民整体健康水平明显改善,人均预期寿命持续增加。中国居民健康水平的全面提升,对过去百年中国经济的腾飞起到了关键作用,也必将成为影响中国未来几十年经济社会

^①中国新闻网:卫健委:70年来中国人均预期寿命从35岁提高到77岁, <https://www.chinanews.com.cn/gn/2019/09-26/8966320.shtml>.

转型的重要原动力。然而,长期以来的城乡二元制度结构,导致城乡地区之间在健康等人力资本累积方面存在较大机会差异。据2020年国家卫生健康委员会居民健康素养监测点的结果显示,2020年全国城市居民健康素养水平为28.08%,农村居民为20.02%,东、中、西部地区居民健康素养水平分别为29.06%、21.01%和16.72%,较2019年分别增长4.46、4.70和2.42个百分点,初中及以下文化程度人群健康素养水平低于全国平均水平^①。可以看出,我国居民健康素养水平存在城乡、地区和人群之间发展不平衡。

从最近几十年的学术研究成果来看,相关研究致力于探讨以下几个问题。第一,何种因素影响健康状况,例如赵忠(2006)利用年龄、性别、婚姻状况、村庄位置、教育等对农村人口健康状况进行了研究。也有不少研究表明,收入差距对居民健康有负向的作用(吕娜,2009;周广肃等,2014)。第二,某些特定的政策如何影响健康,比如中国的户籍制度,研究表明由于户籍制度的限制导致城郊的农村居民健康状况更差(赵忠,2006)。此外,越来越多的研究从养老政策、生育政策角度研究老年人及其子女的健康质量(刘光辉等,2021;段文杰、苏志翔,2020)。第三,健康差异对个体和社会带来哪些影响,例如高梦滔和姚洋(2005)测算了大病冲击对于农户收入的研究表明健康风险冲击对农户纯收入有显著的负面影响。张颖熙和夏杰长(2020)的研究也表明健康预期寿命在促进经济增长方面具有正向影响。由此可见,目前的研究取向主要基于“结果公平”为线索展开,即健康受到哪些行为的影响或者健康本身对个体和社会产生何种影响,而缺乏对于健康获取的“机会公平”的关注,这体现了相关研究取向对于现实背景的滞后性,也说明了对健康机会的关注不仅具有深刻的理论意涵,也将有助于理解如何在城乡融合发展中逐步推进优质医疗资源在城乡间共享,缩小城乡基本公共服务差距,夯实共同富裕基础。

因此,在Roemer的机会不平等理论框架和中国城乡健康机会差异的现实背景下,本文利用中国综合社会调查(CGSS)数据,辅之以中国健康与营养调查(CHNS)数据,使用“事前”参数估计和分位数回归等方法,对中国居民健康机会不平等状况进行了量化分析,系统地考察了中国近几十年健康机会不平等变化,以及城乡健康机会不平等在时间、性别及年龄上的异质性,从侧面为缩小城乡人力资本机会差异提供了科学依据。为健康中国战略的深入实施提供了有史可依、有据可循的相关政策参考,对于在共同富裕背景下探讨如何提升弱势群体的健康资本具有深远意义。

2 机会公平视角下居民健康的测度方法

2.1 机会不平等的测量

Roemer最早将哲学领域的机会不平等概念引入经济学分析框架,将影响收入等经济结果不平等的因素分为“机会(环境)”与“努力”两类(Roemer,2021),前者主要包括个体在出生时无法选择和在一定程度上无法控制的机会因素(如年龄、户籍、性别、出生地点、家庭背景等),由此造成的结果差异被称为机会不平等;后者主要包括个体一定程度上可以掌控的要素(如个体教育、工作时间等),由此造成的结果差异被称为努力不平等。

本文将机会不平等的概念引入到健康分析框架,本文的机会不平等是指环境要素(如年龄、户籍、性别、出生地点、家庭背景等)对个体健康的影响程度。目前,有很多方法可以测度机会不平等,如Fleurbaey和Peragine(2013)区分了“事前”和“事后”方法。其中,“事前”机会均等是在环境与结果无关时实现的,而“事后”方法更注重“努力”,是指当所有人付出同样的努力,无论环境如何,在取得同样的结果时,机会就会平等。Roemer的定义是使用事前方法估计机会不平等的基础;Roemer将所有个体划分为不同的“机会(环境)组别”,每个群体中的个体拥有相同的“环境(机会)”。通过这种划分,健康不平等分为组内不平等和组间不平等,后者可用于衡量机会不平等。在以往文献的基础上,本研究采用事前方法来测度组间的健康不平等(即健康机会不平等)。

^①国家卫生健康委员会宣传司:2020年全国居民健康素养水平升至23.15%,<http://www.nhc.gov.cn/xcs/s7847/202104/6ccede3c9306a41eeb522f076c82b2d94.shtml>.

为了讨论这种方法,本文首先引入一组有限个体 $i \in \{1, \dots, N\}$, 每个人都拥有这一集合 $\{y_i, C_i, E_i\}$. 其中 y_i 表示调查样本中个人的健康指标, C_i 表示不受个人控制的“环境”向量, E_i 表示可自行选择的“努力”向量。考虑一个基于环境和努力的二元分析框架,其健康函数可表示为:

$$y_i = f(C_i, E_i, u_i), i = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

其中 u_i 为其他不可观测因素和随机因素。

由于每一个环境组别内部所有人的环境相同,如果使用环境组别的平滑健康状况估计值去替代实际健康状况来构造一个反事实健康分布,就可以在某种程度上消除个人努力的影响。本文参考 Bourguignon 等 (2007)、Ferreira 和 Gignoux (2011) 提出的参数构造方法,将努力的影响归结到环境中。假设环境变量是外生的,而努力变量进一步由环境变量和其他不可观测的因素决定的。这种情况下,(1)式可以写成:

$$y_i = f(C_i, E_i(C_i, v_i), u_i), i = 1, 2, \dots, N \quad (2)$$

在此基础上,假定健康状况的分布独立于“环境”,即 $F(Y|C) = F(Y)$, 并且满足环境因素对于健康没有直接影响以及环境因素对于努力因素没有因果影响这两个条件,那么就实现了 Roemer 所提出的机会平等。基于此,衡量机会的不平等意味着需要知道 $F(Y|C) \neq F(Y)$ 的程度。通过(1)式和(2)式联立方程可以得到:

$$y = \alpha + \rho C + \varepsilon \quad (3)$$

其中, ρ 包含了环境因素对于健康的直接影响,以及环境通过影响努力进而影响健康的间接影响, ε 表示误差项。对(3)式直接采用 OLS 进行估计,利用估计系数 ρ 及环境变量的真实数值,可以构建健康的一个平滑分布: $\{\hat{y}_i\}$ ($\{\hat{y}_i\} = \exp[C\hat{\rho}]$)。随后采用平滑分布的直接计算方法,得到机会不平等的参数平滑估计值为:

$$IOA_D = I(\{\hat{y}_i\}), IOR_D = I(\{\hat{y}_i\})/I(\{y_i\}) \quad (4)$$

其中, I 代表不平等衡量指数,本文使用广义熵指数 $GE(0)$, 以便后续机会不平等的分解。

2.2 机会不平等的分解

上一节的回归方法提供了绝对或相对机会不平等的点估计。然而,要充分理解机会不平等现象及其演变,还需要进一步分解衡量。本文用 Shapley 值分解法将健康指标测量得到的总体机会不平等分解为每一个机会变量的贡献度。Shapley 分解技术能够在衡量健康的指标测量中确定哪些环境因素对结果变量(健康)的影响程度和平均贡献(Davillas and Jones, 2020)。考虑到在中国情境中,年龄、性别和户口等环境因素与个人的健康状况息息相关,本文遵循 Shorrocks (2013) 提出的 Shapley 值分解法,根据相关关系衡量各种环境因素对观察到的健康机会不平等的贡献。

具体而言,当将环境 C 加入环境子集 T 时,机会不平等的绝对度量 IOA 的变化为:

$$\Delta IOA_C = \sum_{T \subset C^n \setminus \{C\}} \frac{|t|! (N - |t| - 1)!}{N!} [IOA_{T \cup \{C\}} - IOA_T] \quad (5)$$

式中, C^n 为 N 个环境的全部集合, T 为 C^n 的子集,包含除 C 外的所有 T 个环境变量。 IOA_T 是 T 子集收入不平等的绝对测度, $IOA_{T \cup \{C\}}$ 是将情况 C 加入情况 T 子集后得到的测度。因此,环境 C 对 IOA 的贡献定义为:

$$P_c = \frac{\Delta IOA_C}{IOA} \quad (6)$$

其中 $\sum_{i=C} P_i = 1, i = 1, 2, \dots, l$.

2.3 无条件分位数回归估计

在评估一项结果变量对受众群体的影响时,除了结果变量对任一参与者的平均影响,更有必要了解结果变量对位于特征分布不同位置(分布末端或顶端)人群的异质性作用。上述方法使用了基于均值的 Shapley 值分解法,这种方法利用线性回归估计反事实结果,以此来测量不同健康指标的总体机会不平等,其基本假设是几乎所有的组别之间存在的平等是均质中立的。然而, Davillas 和 Jones (2020)、Ding 等 (2022) 的研究证实,在测量生物标记物的不平等中,上尾分布区的机会因素对健康状态的影响可能更大。因此,在此部分本文放宽了机会组别之间不平等是中立的假设条件,采用了 Firpo 等 (2009) 提出的基于再中心化影响函数

(Recentered Influence Function)(以下简称 RIF)的无条件分位数回归(UQR)估计,由此分析不同分位数的健康机会差异。

RIF 方法的核心步骤在于对分位数的再中心化影响函数的构造(朱平芳、张征宇,2012)。RIF 方法通过提供每个健康指标的边际(无条件)分位数的线性近似来估计,随后将迭代期望定律应用于近似分位数,用健康指标分布的不同分位数量化每种环境对健康机会不平等的贡献。由此可知, Q_τ 分位数的 RIF 方程可以用公式表示为:

$$RIF(Y_i; Q_\tau^i, F_{Y_i}) = Q_\tau + \frac{\tau - I(Y \leq Q_\tau^i)}{f_{Y_i}(Q_\tau^i)} \quad (i = u, r, c) \quad (7)$$

其中, Q_τ 为 $F(Y)$ 分布的分位数函数, $f_{Y(\cdot)}$ 为 Y 的边际密度函数。

由于 RIF 方程是可加的和线性的(Firpo et al., 2009),在此将上一步得到的 RIF 变量对环境变量 C 进行 OLS 回归,可以简化得到以下公式:

$$RIF(Y_i; Q_\tau) = C_i \alpha^\tau + \varepsilon_i^\tau \quad (8)$$

其中, α^τ 为不同分位数的系数, ε_i^τ 为误差项。此方程用于捕捉在特定分位数的分布情况差异。

第二步,构建反事实分布函数。参考 Davillas 和 Jones(2020)的方法,在分位数 τ 处,估计每个个体的反事实值为:

$$\sim Y_i^\tau = C_i \hat{\alpha}^\tau \quad (9)$$

最后,利用 Shapley 值分解法来确定不同分位数上环境指标的相对贡献。

表 1 变量描述统计

	观测值	均值	标准误	最小值	最大值
因变量					
自评健康(SAH)	46722	80.86	18.98	15	97.5
环境因素					
个体特征					
年龄	46722	46.12	12.87	20	70
出生年龄组 1_20~30岁(参照组)	46722	0.14	0.35	0	1
出生年龄组 2_31~40岁	46722	0.21	0.41	0	1
出生年龄组 3_41~50岁	46722	0.26	0.44	0	1
出生年龄组 4_51~60岁	46722	0.22	0.42	0	1
出生年龄组 5_61~70岁	46722	0.17	0.37	0	1
性别(女性=0)	46722	0.53	0.50	0	1
户口(户村户籍=0)	46722	0.47	0.50	0	1
民族(汉族=0)	46722	0.08	0.27	0	1
出生地_东部	46722	0.36	0.48	0	1
出生地_中部	46722	0.24	0.43	0	1
出生地_西部	46722	0.26	0.44	0	1
出生地_东北部	46722	0.14	0.35	0	1
父母特征					
父母教育程度	46158	0.14	0.35	0	1
父母职业状况	39977	0.16	0.36	0	1

3 数据来源与变量界定

3.1 数据来源

本文使用的数据分别来自中国综合社会调查(Chinese General Social Survey,以下简称 CGSS)和中国健康与营养调查(China Health and Nutrition Survey,以下简称 CHNS)。整篇文章关于健康机会不平等的测度和城乡差异的分析部分采用 CGSS 的数据。CGSS 的数据是中国最早的全国性、综合性、连续性学术调查项目。该调查样本覆盖了社区、家庭及个人多个层次,并包含了城乡家庭的社会结构、生活质量及其二者之间的内在连接机制的重要信息。CGSS 数据按照多层抽样的方法,也包含了丰富的个体健康和机会信息。在测算全国层面居民健康机会

不平等系数时,本文使用的数据来自 CGSS 2006 年至 2018 年间 9 次的抽样调查,包括了 2006 年、2008 年、2010 年、2011 年、2012 年、2013 年、2015 年、2017 年及 2018 年的调查数据。本文使用的数据涉及 31 个省,考虑到有些省份各年居民健康数据存在缺失的情况,最后在稳健性分析部分仅保留 25 个省份的结果。相关描述性统计如表 1 所示。

与 CGSS 数据相比,CHNS 的数据包含丰富的个体健康指标,既包括主观自评健康指标,也包括客观的健康指标。CHNS 数据包括国内具有代表性的省份^①,这些省份在地理位置、经济发展水平和健康指标方面存在较大差异。同时,CHNS 也将城镇居民和农村居民纳入样本。因此,本文在稳健性分析部分也引入了 CHNS 数据。本文保留了 CHNS 数据中 20~70 岁具有劳动能力的城乡居民信息;在一个家庭中,利用“与户主的关系”匹配了个人的父母信息,包括父母的教育程度及职业技能。CHNS 数据选取变量的描述统计情况见附表 1。

因此,本文重点关注的是全国居民健康机会不平等的城乡差距和时间测度,综合 CGSS 和 CHNS 两套数据的特点,本文采用 CGSS 数据作为测度健康机会不平等及其趋势的主要数据库,以 CHNS 数据库作为辅助,更进一步地佐证结果的稳健性。

3.2 变量界定与处理

基于已有文献,本文主要使用健康变量和环境变量,其定义如下:

3.2.1 健康变量的测量

在健康结果选择上,本文选取了代表个人对健康主观判断的自评健康状况作为个体健康结果的主要代表变量。同时考虑到主观因素和客观因素同样重要,以及 CGSS 和 CHNS 数据的特性,在稳健性分析部分加入了 CHNS 客观测量的指标(身体质量指数和腰高比)作为健康变量进行健康机会不平等的测量,并对两者的结果进行对比。

本文主要使用了自评健康(Self-assessed Health,以下简称 SAH)作为研究的主要结果变量。考虑到变量数据的可得性,本文使用了 CGSS 数据中 2006 年至 2018 年的数据作为主体分析的样本数据。由于 CHNS 数据中关于自评健康的问卷是从 1997 年的调查开始的,因此本文仅保留 1997 年至 2015 年之间的调查年份。自评健康状况的回答分为非常好、好、一般、差、非常差等 5 种情况,是一个分类变量。为此,本文参考 Halliday 等(2021)的方法,使用基于健康和活动限制指数(HALex)开发的健康效用量表,将分类值转换为连续测量值。该方法的核心在于基于不同年份的自评健康,估计“质量健康的年份”或“质量调整生命年”(QALY)的百分比。本文将有序的自评健康状况变量转换为连续的 QA-

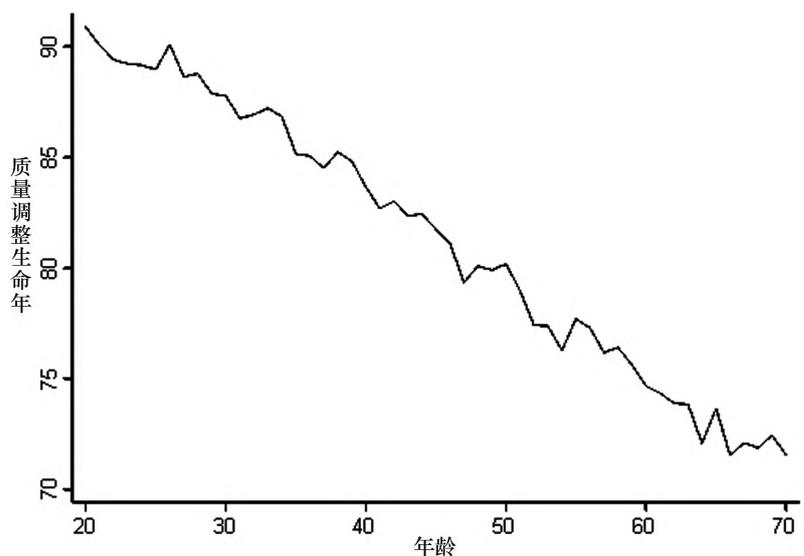


图1 生命周期中不同年龄段的自我健康状况评估(2018年)

注:本文对自评健康状况中各类健康状态类别的取值范围如下,非常好是[95,100];很好是[85,95];一般是[70,85];很差是[30,70];非常差是[1,30)。在给定的调查年份中,为每个个体的健康类别指定间隔中点,然后将这些值在每个个体的所有可用年份中取平均值。

LY,有利于后续对自评健康状况存在的机会不平等进行 Shapley 值分解。图 1 展示了 CGSS 数据中 20 岁至 70 岁个体生命周期的平均健康状态。该图显示,健康状况在 30 岁至 50 岁之间波动下降,尤其是在 50 岁以后。这表明 50 岁以后存在着更大的健康风险。这也佐证了一些研究的结果,比如健康的不平等通

^①为了保证各调查年份经济和健康数据的丰富性,本文保留了广西、贵州、河南、湖北、湖南、辽宁、黑龙江、山东和江苏这九个数据量丰富且具有代表性的省份。

常随着年龄而增大(赵忠,2006),以及中老年慢性疾病发病率增加(顾东风等,2020)。

相关研究表明,与总体肥胖相比,向心性肥胖带来更多的健康风险,因此建议把腰围(即向心性肥胖的代表)一起纳入健康风险的考量(Ashwell and Gibson,2016)。有的研究也表明使用腰围和身高的比率能够更好地筛查成人心脏代谢不利的因素的重要指标(Ashwell et al.,2012)。因此在稳健性分析部分,本文进一步使用了CHNS数据中的腰高比(Waist Circumference to Height,以下简称WHR)来测度健康风险。具体来说,腰高比(WHR)的定义为腰围(单位:厘米)除以身高(单位:厘米),较多地被用来测量肥胖和预测多种代谢风险(Gu et al.,2018;Ding et al.,2022)。

3.2.2 环境变量的测量

根据上文提到的相关文献(Bourguignon et al.,2007;Ferreira and Gignoux,2011;Jusot et al.,2013;Carrieri and Jones,2018),本文所定义的环境因素分为个体因素和家庭因素,这些因素都是个体出生时在一定程度上无法掌控的因素,也是机会不平等的主要来源(Davillas and Jones,2020)。

个人的环境变量包括年龄、性别、户口、民族和户主出生地等。考虑到本文重点关注劳动人群的健康机会差异,本文保留了年龄在20岁至70岁的人群,平均年龄为46.12岁,并将他们按照每十年划分为5个组。性别是二元虚拟变量,男性定义为1,女性定义为0。其中,人数更多的是男性,共计24676人(占比53%)。户口同样为二元虚拟变量,1为城市户口,0为农村户口,样本中农村户籍人口24541人,占比超过一半。民族变量是基于汉族(取值为1)和少数民族(取值为0)的虚拟变量,样本中92%为汉族。个体的出生地区分为东部、东北部、中部和西部四类,回归时以东部作为基准。

家庭环境应该包括父母的基本信息和生活习惯。本文使用父母的教育和父母的职业作为家庭背景信息。本文统一将这家庭层次的环境变量处理成二元变量。父母的教育以最高教育程度衡量,分为高中以下(取值为0)和高中以上(取值为1)学历。父母的职业参考联合国统计司(2011)及国际劳工组织(2011)的职业标准分类清单,将其分为高技能型职业(取值为1)和低技能型职业(取值为0)。

4 中国居民健康的机会不平等及其发展趋势

4.1 健康机会不平等的测度结果

本文首先利用CGSS数据估算中国居民健康机会不平等的总体变化,探讨单个环境变量的贡献度,并进行相应的敏感性分析。首先基于(3)式的OLS回归结果,用以进行机会不平等系数的测度,这些系数反映了环境对健康的直接和间接影响。附表2第(1)列结果显示,年龄、性别、户口及出生地等环境变量均显著影响了居民的健康状况。具体而言,从年龄来看,本文以20~30岁出生年龄组作为参考,结果发现年龄对居民的自评健康发挥着显著的负向影响,且随着出生年龄的增大,其影响系数也越大,说明年龄越大的居民其健康状况也更差。从性别差异上看,以女性为基准组,性别对健康状况差异起到显著正向影响,其中男性的自评健康状况比女性的更好,女性有可能是健康机会的弱势群体。从城乡户籍上看,本文以农村户籍作为参考,发现户籍对居民健康状况呈现显著的影响,拥有城镇户籍居民的自评健康状况优于农村户籍居民。从出生地看,出生在东部地区人群的健康状况比出生在其他地区的更好。父母的教育情况和职业情况对居民自评健康的影响在统计结果上并不显著,主要原因可能为这两个环境变量的缺失值过多。

基于以上回归结果,本文继续根据事前方法测度的健康机会不平等系数。表2结果显示CGSS自评健康机会不平等的绝对水平为0.002873,由平均对数偏差(Mean log deviation,MLD)来衡量的相对机会不平等系数为6.16%(结果如表2第(1)列所示)。Ding等(2022)是目前国内为数不多利用平均对数偏差来衡量相对的健康机会不平等系数的文章,其所测量的中国中老年人健康生物标记物的机会不平等系数为2%至24%。此外,与各国健康机会不平等对比发现,法国一般人口的健康机会不平等占不到9%(Jusot et al.,2013);可观察到的环境对英国居民生物标记物不平等的影响占总体不平等的20%(Davillas and Jones,2020);欧洲中老年人的机会不平等在2.5%至6.5%之间(Bricard et al.,2013);关于哥伦比亚研究发现,对8%至10%的环境驱动机会进行重新分配或补偿可以实现居民健康机会平等(Fajardo - Gonzalez,2016)。本

文利用 CGSS 数据以自评健康状况为健康结果测量中国居民总体健康机会不平等在此范围内,且基本小于各国的测量结果。这说明,与国外测度的结果相比较,中国的健康机会不平等程度较低。这可能是由于近年来中国进行了医疗改革,通过努力重建社区医院的护理功能,提供社会医疗保障,实现可持续和高质量的医疗保健体系有关(熊焯、赵群,2021)。

此外,本文将 CGSS 数据分成了城市子样本和农村子样本,分别测算了基于城乡户籍下居民健康的机会不平等程度,重点关注城乡居民健康机会差异。结果如表 2 的第(2)列和第(3)列所示,可以看出,拥有农村户口居民的健康不平等系数为 6.70%,城镇户口的居民健康机会不平等系数为 5.16%。这表明,城乡居民在健康机会上存在差异,农村户籍人群面临的健康机会差异明显大于城镇户籍。农村户籍的居民更易成为健康机会的弱势群体。

表 2 CGSS 全样本机会不平等及其分解

	(1) CGSS_SAH	(2) CGSS_SAH(农村)	(3) CGSS_SAH(城镇)	(4) CHNS_SAH	(5) CHNS_WHR
观测值	46722	24541	22181	47028	69336
绝对的机会不平等	0.002873	0.003764	0.001843	0.000658	0.001069
相对的机会不平等	0.061579	0.066963	0.051602	0.055699	0.104567
年龄	73.50%	72.81%	86.28%	91.01%	83.97%
性别	5.87%	8.93%	3.08%	4.77%	9.12%
户口	4.66%	—	—	2.54%	4.19%
民族	0.18%	0.21%	0.07%	0.41%	0.75%
出生地	11.86%	16.00%	5.00%	1.13%	1.03%
父母教育程度	3.13%	1.90%	4.10%	0.06%	0.14%
父母工作情况	0.79%	0.16%	1.47%	0.08%	0.80%

注:关于表中的出生地变量,CGSS 采用的是个体出生地,由于 CHNS 中各年份缺少个体出生地的数据,因此参考以往文献采用户主的出生地作为替代,得到的结果是稳健的。

不平等系数在 5.5% ~ 10.5% 之间。与以往研究所测量的中老年群体的结果类似。值得注意的是,利用 CHNS 数据中主观自评健康状况(SAH)所测得的机会不平等系数明显小于客观健康指标(WHR)测得结果,这从侧面反映出居民的健康机会不平等程度可能远远大于个体所主观感受到的机会差距。

基于以上数据测得的总体机会不平等系数,本文进一步使用 Shapley 分解法量化了每个观察到的环境因素对健康相对机会不平等的贡献。结果如表 2 第 5 行至第 11 行所示。以 CGSS 全样本数据为例,年龄、性别、出生地及户口是影响健康机会不平等程度的重要因素。这说明,我国居民健康存在城乡区域之间的健康机会差异。因此,本文后续将重点关注城乡户籍带来的健康机会差异。

4.2 健康机会不平等的敏感性分析

本文首先利用 CGSS 数据库进行了敏感性分析。为了显示基于平均对数偏差(MLD)指数测算结果的稳定性,在环境变量的选择上,在此部分将上文 Shapley 分解中贡献最少的民族变量替换成了是否有宗教信仰和婚姻状况(以未婚为基准变量)等人口学变量(马超等,2017)。此外由于父亲的信息较为丰富,在此将家庭信息以父亲的信息作为替代。替换后的 CGSS 数据测得的健康机会不平等系数和环境的贡献度结果报告在表 3 的第(1)列。同时,本文引入了 CHNS 数据库中的自评健康,除了以父亲信息替换父母信息外,还加入了父亲是否吸烟情况作为新的环境变量,以此对健康机会不平等进行了再次测度,结果如表 3 第(2)列所示。通过增加和替换机会变量是否会引起机会不平等的系数大幅变动来判断现有机会变量的合理性。结果表明,相对机会不平等系数在 6% 左右,与上文中 CGSS 测度的机会不平等结果相近,结果较为稳定,具有一定的可信度。此外,各个环境因素对健康指标的相对贡献与前文测量的较为一致,年龄、性别和户口依旧是贡献最大的环境因素。这说明,现有的机会变量的选择具有一定的科学性。

表3 健康机会不平等敏感性分析结果

	(1) CGSS_SAH	(2) CHNS_SAH
观测值	42332	观测值 47028
绝对的机会不平等	0.002920	绝对的机会不平等 0.000658
相对的机会不平等	0.062224	相对的机会不平等 0.055713
年龄	72.11%	年龄 89.83%
性别	5.71%	性别 5.00%
户口	4.43%	户口 2.52%
宗教信仰	1.12%	民族 0.41%
婚姻状况	2.84%	户主的出生地 1.14%
出生地	11.42%	父亲教育程度 0.02%
父亲教育程度	2.05%	父亲工作情况 0.03%
父亲工作情况	0.34%	父亲吸烟情况 1.03%

4.3 基于城乡户籍:健康机会不平等的差异分析

中国的户籍制度将人群划分为城镇和农村,由此户口也是反映城乡机会差异的重要划分标准(Peng et al., 2009)。前文已对健康的整体机会不平等和单个环境因素的贡献进行的测算,通过城乡户籍子样本测算结果可以发现,城乡户籍是影响居民健康机会不平等的重要环境变量,城乡居民的健康机会不平等也存在着差异。因此,本文部

分通过横向的分位差异、纵向的时间变化及其他环境变量的异质性,重点分析基于城乡户籍下居民健康机会不平等的差异。

4.3.1 健康机会不平等的分位差异

为了探究环境对不平等贡献的潜在敏感程度,特别是在健康指标分布的双尾可能存在的差异性,本文通过估计无条件分位回归(Unconditional Quantile Regression,以下简称UQR)模型进一步测度在不同分位数下健康机会不平等的状况(表4)。

表4 基于分位数回归的机会不平等系数及其分解

SAH	Q25	Q50	Q75	Q90	Q95
绝对的机会不平等	0.000149	0.000071	0.000068	0.000091	0.000090
相对的机会不平等(MLD指数)	0.00321543	0.00150054	0.00150054	0.00192926	0.00192926
对机会不平等的贡献					
年龄	64.20%	81.55%	81.55%	86.82%	86.82%
性别	5.98%	5.84%	5.84%	5.54%	5.54%
户口	9.24%	1.42%	1.42%	0.18%	0.18%
民族	0.31%	0.10%	0.10%	0.13%	0.13%
出生地	15.25%	6.88%	6.88%	3.62%	3.62%
父母的教育程度	3.24%	3.97%	3.97%	3.35%	3.35%
父母的工作情况	1.78%	0.24%	0.24%	0.37%	0.37%

本文使用基于RIF测量了不同分位数的“事前”机会不平等。结果显示,在整个分布范围内,所有健康结果的环境都存在系统性差异(如表4的MLD指数所示)。具体来说,主观的健康

健康结果SAH在不同分位数测得的相对机会不平等在0.15%~0.32%之间,SAH测得的相对机会不平等呈现双尾高、中间低的态势,在左尾第25分位数机会不平等系数最高,为0.32%,中部健康风险反而比两端的分布小。

Shapley值分解结果显示,最大的机会不平等因素——年龄在右尾方向(第90分位)的贡献百分比最大,呈现从左向右上升的趋势,并占了最大比例。对于性别、户口、民族和出生地的贡献而言,这四个机会变量在从左到右尾的贡献百分比均呈下降趋势,在左尾第25分位数的机会差异最大。对于主观自评健康指标来说,家庭背景(由父母的教育和职业情况为代表的父母生活习惯)对于相对机会不平等的贡献并不大,分别在中间和左尾处达到最大。上述结果表明,这些个人无法改变的环境因素造成了健康机会的内部分布差异。

在对全样本下不同分位的健康机会不平等进行测算和分解后,本文还测算了农村户籍和城镇户籍子样本下的差异。如图2所示,健康结果在不同分位数上测得的健康机会不平等范围在0.10%~0.60%之间。

从城乡各自内部差异看,农村户籍群体中最大和最小的机会不平等系数的差值为 0.35%,大于城镇户籍内部差值 0.12%。从城乡群体比较而言,在左尾第 25 分位上,农村户籍(0.53%)的健康机会不平等系数是城镇居民(0.25%)的两倍多。在其他分位点上,城镇户籍居民的健康机会不平等程度略大于农村户籍,两者差距从中间向右侧(第 90 分位)逐渐增大。全样本数据测

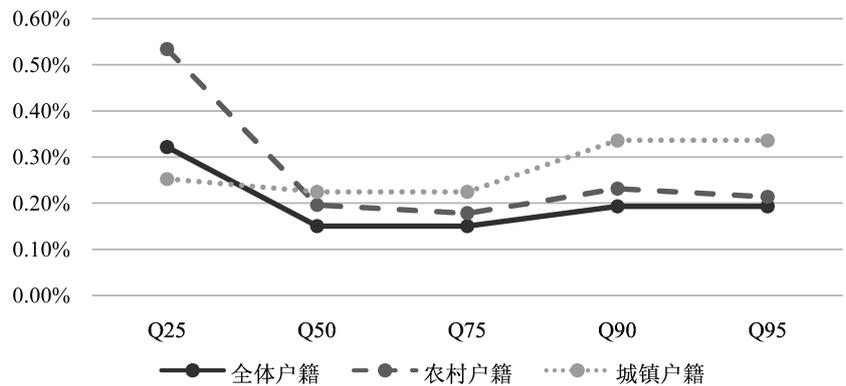


图2 基于城乡比较:不同分位的健康机会不平等

得的结果趋势与农村户籍样本测得的类似。从城乡样本比较下可以看出,城乡健康机会差异主要集中在健康结果更低分位(第 25 分位)的人群中,且在此分位上农村户籍居民面临的更大的健康机会不平等。城乡的巨大机会差异也影响了整体的健康机会差异的趋势。

4.3.2 健康机会不平等的时间变化

本文还利用 CGSS 数据的长跨度优势,测度了健康机会不平等的演化趋势。图 3 展示了从 2006—2018 年中国城乡居民健康机会不平等系数的在时间维度上的变化。从图中实线可以发现,中国居民健康的健康机会不平等总体在不断地波动变化,近年出现了下降趋势。为了更长跨度的了解和捕捉中国居民健康机会不平等的变化趋势,本文在附图 1 展示了使用 CHNS 中包含自评健康数据的年份(1997 年、2000 年、2004 年、2006 年及 2015 年)测量的时间趋势。结果显示,2006 年以前健康机会不平等的程度也是不断地起伏变化,在 2006 年至 2015 年,健康的健康机会不平等下降得比较明显。

此外,从图 3 虚线各年份的城乡差异结果来看,居民的健康机会在城乡之间存在较为明显的差异,农村户籍群体的健康机会不平等程度稳定在 5%~10% 左右,城镇户籍的系数稳定在 4%~7% 左右。除了 2006 年和 2013 年这两个年份,其余年份农村户籍人口的健康机会不平等程度大于城镇人口。进入 21 世纪以来,中国的健康政策更多地从健康结果公平转向机会公平,

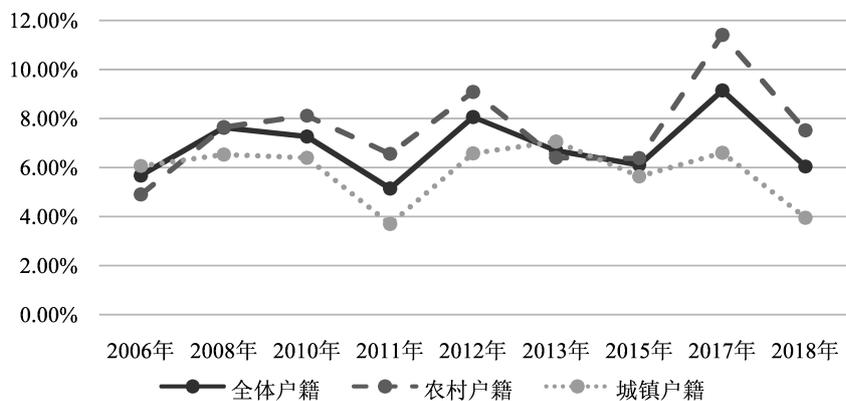


图3 基于城乡比较:健康机会不平等的的时间变化趋势

体现了对弱势群体的关注。随着经济和社会的快速发展,社会公共服务设施的完善(例如医疗卫生条件)及个人营养健康知识的增加,中国的医疗机会均等化将得到进一步实现。然而,城乡之间医疗卫生的发展依然是不平衡、不充分的。尤其是近年来,城乡户籍的居民面临的健康机会不平等的差异较往年更大。

4.3.3 健康机会不平等的异质性

在异质性分析部分,本文在城乡机会差异的基础上进一步探讨了性别和年龄的异质性。从性别角度看,表 5 的第(1)和第(2)列显示,男性承受的健康机会不平等小于女性,女性承受了更多的健康风险。这与很多探讨收入和教育机会不平等的研究结论一致,比如,Golley 等(2019)发现,在中国,男女在收入和教育维度

面临较大的机会不平等。健康维度在其他国家的性别差异也被较多文章所证实(Dias,2009)。本文的结论进一步揭示了在中国健康的机会不平等也存在男女性别差异。进一步地从城乡二元角度看,如图4所示不论是男性还是女性,城镇户籍人口的机会不平等程度明显小于农村户籍人口。农村户籍的居民在健康方面面临着更加不平等的机会因素。在“性别*户口”的四个机会组中,拥有农村户籍的女性的健康机会不平等是最高的,其次是拥有城镇户口的女性,这从侧面证实了女性是获得健康机会最弱勢的群体。

表5 基于性别的健康机会不平等结果

	(1) 性别=女	(2) 性别=男
观测值	21786	24321
绝对的机会不平等	0.003614	0.002105
相对的机会不平等	0.069473	0.050558
年龄	73.98%	82.35%
性别	——	——
户口	7.83%	2.63%
民族	0.29%	0.17%
出生地	13.31%	11.70%
父母的教育程度	3.25%	2.71%
父母的工作情况	1.34%	0.45%

势假说,同时也说明了从健康政策角度来看,老年群体是更加需要关注的焦点。从城乡差异的角度来看。无论哪个年龄层,农村户籍居民的健康机会不平等系数均高于城镇户籍。也可以发现,在年龄层两端的城乡健康机会差异在缩小,41~60岁两个中间年龄层组的城乡健康机会差异最大。可能的原因是中年群体承受的城乡人力资本差距更大,城乡健康的健康的机会不平等从中年群体开始形成累积。

4.3.4 城乡机会差异结果讨论

上述实证结果证实,健康机会不平等存在分位差异、时间差异,以及表现在重要环境因素上的城乡异质性。其中,不同分位上的差异和时间变化差异需要从更为宏观的角度运用政策工具进行缓解和社会性补偿,譬如推进户籍制度改革的进程和加大新型农村医保政策的惠及程度(马超等,2012;张郁扬、陈东,2023)。而健康机会失衡表现在环境变量上的城乡异质性对城乡居民的影响更为直接,诸多学者的研究表明处于中老年群体、性别为女性、出生于农村、经济贫困或少数民族裔等不利环境的人口在健康方面处于更加不利的地位(鲁万波等,2018;刘波等,2020),因此改善个体所面临的不利环境因素,也是缓解健康机会不平等及城乡差异的重要途径。

本文通过测度和分解中国城乡居民健康机会不平等发现,出生年龄层、性别、出生地、出生时的户籍等机会因素是影响城乡机会不平等的重要因素。根据生命周期理论和累积优势假说的观点,现阶段的健康状况是过去健康冲击的结果(Deaton and Paxson,1998),诸多社会经济因素的比较优势会随着年龄增长的长期效应形

随后,本文还进一步选取上文中 Shapley 值分解贡献较大的年龄进行组内的异质性分析。如图5所示,城乡居民的健康机会不平等程度总体随着年龄的增长而逐渐增大,尤其是在41~50岁开始增幅明显,侧面反映出41岁至50岁年龄组的居民开始进入中年阶段,面临的健康机会不平等程度更大。61岁至70岁面临的健康机会不平等最大。这表明,不利的环境因素和健康不良因素随着个人年龄的增长而积累。这一结果验证了 Davillas 和 Jones (2020)文章中提到的健康机会不平等累积优

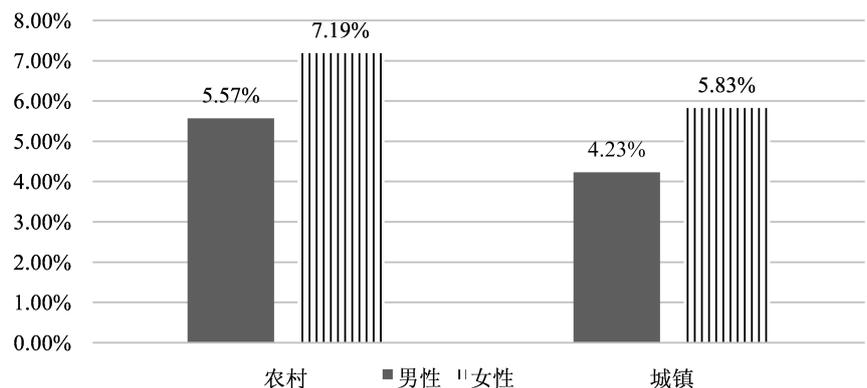


图4 基于城乡比较:健康机会不平等的性别差异

成累积,带来的后果是健康不平等随之扩大(王勇、李建民,2014)。城乡居民面临的收入、教育和健康等人力资本的机会差异也是长期累积的结果,从而造成的机会不平等也随着年龄的增长而累积(焦开山,2014)。其次对于性别因素而言,尽管一些研究了性别与健康结果的文献表明女性的预期寿命要高于男性,可能的原因是女性相对于男性存在生理优势和更强的健康意识(刘坤等,2014)。然而,

社会中存在的性别歧视大大消弭了女性可能存在的生理优势(周婧,2013),造成了前文结果中所展示的女性面临着更严重的健康机会不平等,尤其是农村女性。城乡性别机会差异,不仅影响女性健康结果,还可能通过健康的代际传递影响下一代的健康(郭爱妹、顾大男,2020;谢东虹等,2020),也将阻碍城乡融合发展的趋势。此外,从出生地区和出生户籍来看,许多研究证实农村居民的自评健康结果比城镇居民更差(周婧,2013;鲁万波等,2018),尤其是中西部地区的农村人口健康状况比东部地区更差(Wang et al.,2012),其面临的健康风险因素是双重的(焦开山,2014)。目前中国城乡和地区经济发展不平衡不充分,城乡的卫生医疗资源和基础设施差距较大,是造成城乡和各地区人群健康差异的主要原因(栾静,2017)。一方面,城乡生活环境存在客观差异,例如在“厕所革命”兴起之前经济落后地区的农村家庭往往没有独立且卫生的厕所,让农村居民在生活中承受的健康风险比城市居民更大;另一方面,农村和中西部地区的医疗条件不如城镇和东部地区,农村和偏远地区居民高质量医疗获得途径更有限,从而导致了城乡健康机会失衡加剧的现状。

针对环境因素导致的城乡健康机会不平等的问题,2009年中共中央、国务院出台了《关于深化医药卫生体制改革的意见》,新一轮的医药改革更加注重社会公平,关注全体人民的健康。2016年,中共中央、国务院印发了《“健康中国2030”规划纲要》,以“共建共享全民健康”作为战略主题,详细解读了未来15年推进健康中国建设的行动规划。党的十九大报告中也正式指出要实施“健康中国”战略,随后党的二十大报告中也提出要推进健康中国建设,把工作重点放在农村和社区。当前中国健康政策制定的逻辑取向逐渐从关注结果公平转向更加关注机会公平,这种转向在保障全体人民享受基本健康服务的同时,也可能弥合城乡、区域之间的医疗资源差距,对缩小城乡健康机会差异起到一定的调控作用。本文揭示了城乡健康机会存在差异,然而囿于篇幅无法深入探讨每一个机会因素背后的影响机理,但总体而言,本文为此提出了一个总领性的概念框架,下一步研究可关注如何从实证层面进行延伸。

5 结论与启示

本文利用中国综合社会调查(CGSS)数据,在Roemer的机会不平等理论框架下,使用“事前”参数估计和分位数回归等方法,基于城乡户籍差异对近20年来的健康机会不平等状况进行了量化分析,为缩小城乡人力资本机会差异提供了科学依据,同时也是对机会不平等在收入领域相关研究(史新杰等,2018)在健康领域的延伸。本文的主要实证发现如下:

第一,本文基于自评健康状况测得的中国居民整体健康机会不平等系数为6.16%。同时本文利用CHNS中具代表性的九个省份主客观健康指标测得的居民总体健康机会不平等系数在5.5%~10.5%之间。与国外测度的结果相比较,中国的健康机会不平等程度较低。此外,通过对农村户籍和城镇户籍两个子样本分别测算健康机会不平等发现,城乡居民在健康机会上存在差异,农村户籍人群(6.74%)面临的

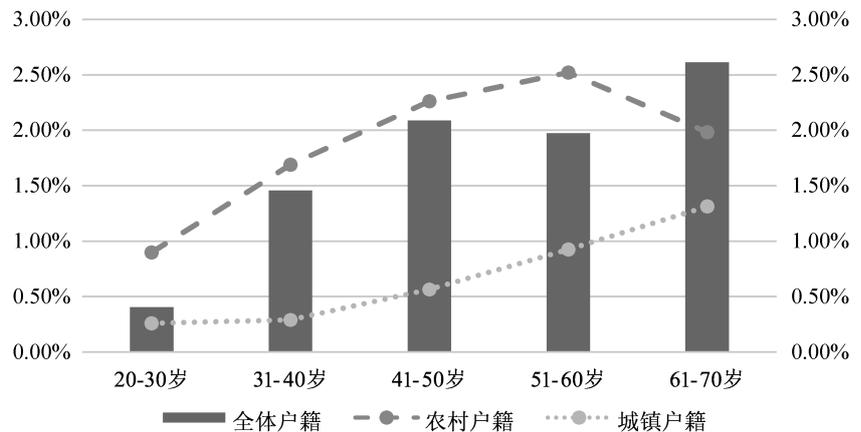


图5 基于城乡比较:健康机会不平等的年龄层差异

差异明显大于城镇户籍(5.06%)。农村户籍的居民更易成为健康机会的弱势群体。

第二,通过对环境因素的分解结果发现,很多环境因素对个体健康不合理差距都存在显著的影响,包括年龄层、性别、出生地、户籍和家庭背景等。以上实证结果证实,出生年龄层占了主要贡献,这一结果与有关年龄在解释健康差异方面的作用的文献是一致的,例如,Davillas 和 Jones(2020);其次性别和出生区域对农村户籍群体的机会不平等贡献度要大于城镇户籍群体,同时父母的受教育程度对城镇户籍群体机会不平等的贡献大于农村户籍,这一发现与 Ding 等(2022)对中国中老年人群体测度的结果相呼应。

第三,不同人群的健康结果分布具有不同时期特征。从横向的分布差异来看,本文利用自评健康状况在不同分位数下测得的相对机会不平等系数在 0.15%~0.32% 之间,测得的相对机会不平等呈现双尾高、中间低的态势;更进一步地对环境变量进行 Shapley 值分解的结果表明,个人无法改变的环境因素造成了健康机会的内部分布差异。农村户籍人群在健康结果不同分位点上的机会不平等差异比城镇户籍更大。从纵向的时间变化趋势上看,本文在利用 CGSS 数据和 CHNS 数据进行长跨度时间趋势测度比较后发现,中国居民健康机会不平等程度总体在不断地波动变化,近年出现了下降趋势。从各年份的城乡差异结果来看,大部分年份农村户籍的居民健康机会不平等程度大于城镇居民。未来政策取向更应致力于让机会弱势的群体获得高质量的医疗卫生服务,以此提升他们的健康人力资本。

第四,基于城乡户籍下,在异质性分析部分,本文重点探讨了不同性别和年龄人群的健康机会不平等的异质性。从性别角度看,不论是男性还是女性,城镇户籍的性别机会不平等明显小于农村户籍在性别上的不平等。拥有农村户籍的女性的健康机会不平等是最高的,其次是拥有城镇户口的女性,这从侧面证实了女性是获得健康机会最弱势的群体。最后从年龄组内的异质性分析来看,城乡居民的健康机会不平等程度总体随着年龄的增长而逐渐增大,不利的环境因素和健康不良因素随着个人年龄的增长而积累。

健康是社会福祉的一个重要组成部分。从经济发展角度来看,实现健康机会均等不仅能让全体居民公平地共享发展成果和健康福利,更能为经济发展带来更好的劳动力投入(于翠婷,2021),形成良性循环。因此基于上述研究结论,本文建议从以下几个方面促进城乡健康机会平等:

首先,从政策层面上要特别关注城乡之间的健康机会差异带来的影响,继续深化以相对机会公平为导向的健康政策,从顶层设计上合理调控医疗卫生资源,完善卫生基础配套设施,缩小地区之间、城乡之间的医疗资源差距,切实解决人民群众关切的医疗服务问题。

其次,在抑制农村内部的健康机会不平等时,政府部门可以以贡献较大的环境因素作为政策工具的着力点,缩小机会弱势群体的不平等程度。具体地,一方面随着中国老年人口增加,老龄化将成为未来健康政策关注的焦点,迫切需要将新型农村社会养老保险普及更多的农村老年群体,为农村地区老年群体提供健康医疗保障和解决养老问题;另一方面,应该让目光更多地关注健康机会弱势群体——农村女性,重视性别平等也是缓解社会健康矛盾的重要途径。在健康认知层面,深入农村开展专门的女性健康培训和科学普及;在卫生资源层面,为农村女性提供必要的生育检查等医疗服务倾斜。

最后,应该倡导全体居民提高健康意识,培养个人健康生活的良好行为习惯,譬如减少吸烟、改善饮食习惯、积极锻炼身体等等。尤其对农村地区中老年人口定期开展卫生服务宣讲,鼓励个人通过参加新农保减轻健康风险。通过政策补偿和个体努力缩小城乡机会不平等,促进城乡融合发展。

参考文献:

- 曹婷婷,杜文雯,苏畅,王惠君,王志宏,欧阳一非,张兵. 1997—2011年中国成年居民腰围变化对血压影响的队列研究[J]. 卫生研究,2017,46(2):179-183.
- 段文杰,苏志翔. 不同生育政策背景下子女成年期生命质量的影响因素及其机制——基于2008年中国综合社会调查资料的回溯研究[J]. 人口与发展,2020,26(5):2-21.
- 高梦滔,姚洋. 健康风险冲击对农户收入的影响[J]. 经济研究,2005,(12):15-25.

- 顾东风,翁建平,鲁向锋.中国健康生活方式预防心血管代谢疾病指南[J].中国循环杂志,2020,35(3):209-230.
- 郭爱妹,顾大男.健康不平等视角下医疗服务可及性对老年健康的影响——基于 CLHLS 数据的实证分析[J].人口与发展,2020,26(2):60-69.
- 焦开山.健康不平等影响因素研究[J].社会学研究,2014,29(5):24-46+241-242.
- 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.
- 刘光辉,孙明霞,李焱.“新农保”政策对农村老年人幸福感的影响[J].统计与决策,2021,37(19):80-83.
- 刘坤,张楠,方玉凤,初庆,孙晓杰.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(5):68-75.
- 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.
- 栾静.我国中老年群体的健康不平等及其影响因素——基于2015年中老年健康调查数据的实证检验[D].济南:山东大学,2017.
- 吕娜.健康人力资本与经济增长研究文献综述[J].经济评论,2009,(6):143-152.
- 马超,顾海,李佳佳.我国医疗保健的城乡分割问题研究——来自反事实分析的证据[J].经济学家,2012,(12):57-66.
- 马超,顾海,宋泽.补偿原则下的城乡医疗服务利用机会不平等[J].经济学(季刊),2017,16(4):1261-1288.
- 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,2018,34(3):27-37.
- 王勇,李建民.生命周期视角下与收入相关的健康不平等分析——基于组群分析的方法[J].南方人口,2014,29(6):42-54+78.
- 谢东虹,朱志胜.健康的代际传递[J].青年研究,2020,(6):1-12+91.
- 熊焯,赵群.新医改中的政策工具组合结构:阶段性评估与发展前瞻[J].安徽师范大学学报(人文社会科学版),2021,49(4):95-105.
- 于翠婷.中国中老年人健康机会不平等研究[M].北京:中国财政经济出版社,2021.
- 约翰·E.罗默(John E. Roemer).机会均等[M].上海:上海财经大学出版社,2021.
- 张颖熙,夏杰长.健康预期寿命提高如何促进经济增长?——基于跨国宏观数据的实证研究[J].管理世界,2020,36(10):41-53+214-215.
- 张郁杨,陈东.新农保政策会缓解城乡老年健康机会不平等吗——来自 CHARLS 数据的证据[J/OL].农业技术经济,2023:1-18.
- 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.
- 周广肃,樊纲,申广军.收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J].管理世界,2014,(7):12-21+51+187.
- 周靖.中国居民健康不平等的经济社会影响因素研究[D].武汉:华中科技大学,2013.
- 朱平芳,张征宇.无条件分位数回归:文献综述与应用实例[J].统计研究,2012,29(3):88-96.
- Ashwell, M., & Gibson, S., 2016, “Waist-to-height ratio as an indicator of ‘early health risk’: simpler and more predictive than using a ‘matrix’ based on BMI and waist circumference”, *BMJ open*, 6(3), pp. e010159.
- Ashwell M, Gunn P, Gibson S. Waist-to-height ratio is a better screening tool than waist circumference and BMI for adult cardiometabolic risk factors: systematic review and meta-analysis[J]. *Obesity reviews*, 2012, 13(3):275-286.
- Bourguignon F, Ferreira F H G, Menéndez M. Inequality of opportunity in Brazil[J]. *Review of Income and Wealth*, 2007, 53(4):585-618.
- Bricard D, Jusot F, Trannoy A, et al. Inequality of opportunities in health and the principle of natural reward: Evidence from European countries[A]. //Health and inequality[M]. Emerald Group Publishing Limited, 2013, 21:335-370.
- Carrieri V, Jones A M. Inequality of opportunity in health: A decomposition-based approach[J]. *Health economics*, 2018, 27(12):1981-1995.
- Davillas A, Jones A M. Ex ante inequality of opportunity in health, decomposition and distributional analysis of biomarkers[J]. *Journal of health economics*, 2020, 69:102251.
- Deaton A S, Paxson C H. Aging and inequality in income and health[J]. *The American Economic Review*, 1998, 88(2):248-253.
- Ding L, Jones A M, Nie P. Ex ante inequality of opportunity in health among the elderly in China: a distributional decomposition analysis of biomarkers[J]. *Review of Income and Wealth*, 2022, 68(4):922-950.

Fajardo – Gonzalez J. Inequality of opportunity in adult health in Colombia[J]. *The Journal of Economic Inequality*, 2016,14:395 – 416.

Ferreira F H G, Gignoux J, Aran M. Measuring inequality of opportunity with imperfect data: the case of Turkey[J]. *The Journal of Economic Inequality*, 2011,9:651 – 680.

Fleurbaey M, Peragine V. Ex ante versus ex post equality of opportunity[J]. *Economica*, 2013,80(317):118 – 130.

Firpo S, Fortin N M, Lemieux T. Unconditional quantile regressions[J]. *Econometrica*, 2009,77(3):953 – 973.

Golley J, Zhou Y, Wang M. Inequality of opportunity in China’s labor earnings: The gender dimension[J]. *China & World Economy*, 2019,27(1):28 – 50.

Gu Z, Li D, He H, et al. Body mass index, waist circumference, and waist – to – height ratio for prediction of multiple metabolic risk factors in Chinese elderly population[J]. *Scientific reports*, 2018,8(1):1 – 6.

Halliday T, Mazumder B, Wong A. Intergenerational mobility in self – reported health status in the US[J]. *Journal of public economics*, 2021,193:104307.

Jusot F, Tubeuf S, Trannoy A. Circumstances and efforts: how important is their correlation for the measurement of inequality of opportunity in health? [J]. *Health economics*, 2013,22(12):1470 – 1495.

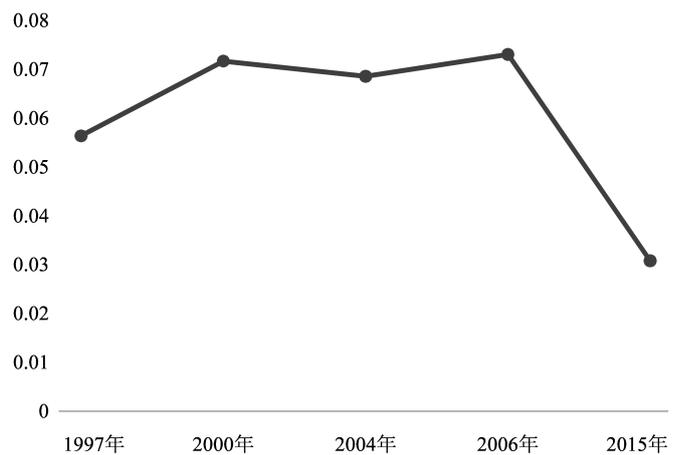
Rosa Dias P. Inequality of opportunity in health: evidence from a UK cohort study[J]. *Health Economics*, 2009,18(9):1057 – 1074.

Shorrocks A F. Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value[R]. mimeo, University of Essex, 1999.

Wang H, Zhang L, Zou H, 2012. Regional Disparity in Health and Health Care in China [J]. *China Economics Management*, 4, pp: 285 – 290. ▲

附表1 CHNS 变量描述统计

	观测值	均值	标准误	最小值	最大值
因变量					
自评健康(SAH)	47294	84.36	11.33	15	97.5
腰高比(WHR)	69653	0.5	0.07	0	1.53
环境因素					
个体					
年龄	98082	43.71	13.68	20	70
性别	98082	0.49	0.50	0	1
户口	77604	0.42	0.49	0	1
民族	96326	0.88	0.32	0	1
户主的出生地					
东部	8778	0.31	0.46	0	1
中部	8778	0.26	0.44	0	1
西部	8778	0.24	0.42	0	1
东北部	8778	0.19	0.39	0	1
父母					
父母的教育程度	994	0.29	0.45	0	1
父母的工作状况	1375	0.21	0.41	0	1
父母是否吸烟	89675	0.01	0.09	0	1



附图1 基于 CHNS 数据:中国居民健康机会不平等的时间变化趋势

附表2 基准回归结果

	(1) CGSS_SAH	(2) CGSS_SAH(农村)	(3) CGSS_SAH(城镇)	(4) CHNS_SAH	(5) CHNS_WHR
出生年龄组(以20~30岁为参考)					
出生年龄组 = 31~40	-3.247*** (0.288)	-4.136*** (0.424)	-2.038*** (0.384)	-1.638*** (0.171)	0.021*** (0.001)
出生年龄组 = 41~50	-7.251*** (0.282)	-8.654*** (0.408)	-5.354*** (0.382)	-3.449*** (0.167)	0.04*** (0.001)
出生年龄组 = 51~60	-12.214*** (0.293)	-13.674*** (0.431)	-10.289*** (0.39)	-5.87*** (0.171)	0.054*** (0.001)
出生年龄组 = 61~70	-16.272*** (0.312)	-18.552*** (0.467)	-13.643*** (0.409)	-8.91*** (0.18)	0.063*** (0.001)
性别(以女性为参考)					
	3.116*** (0.167)	4.347*** (0.247)	1.765*** (0.22)	1.345*** (0.105)	-0.015*** (0.001)
户口(以农村户口为参考)					
	2.61*** (0.182)	—	—	1.108*** (0.105)	0.005*** (0.001)
户口 = 缺失值	—	—	—	0.057 (0.331)	-0.015*** (0.002)
民族(以少数民族为参考)					
	0.361 (0.321)	0.745* (0.426)	-0.16 (0.497)	0.512*** (0.158)	0.005*** (0.001)
出生地(以东部地区为参考)					
出生地_中部	-2.006*** (0.225)	-2.787*** (0.342)	-1.295*** (0.3)	-0.416 (0.574)	-0.001 (0.003)
出生地_西部	-5.175*** (0.227)	-6.856*** (0.338)	-2.878*** (0.31)	-3.373*** (0.6)	-0.01*** (0.002)
出生地_东北部	-3.076*** (0.265)	-3.877*** (0.42)	-2.631*** (0.331)	-0.77 (0.53)	-0.006** (0.002)
户主出生地 = 缺失值	—	—	—	-1.139*** (0.402)	-0.01*** (0.002)
父母受教育程度(以高中以下为参考)					
受教育程度 = 高中及以上	-0.319 (0.274)	0.103 (0.542)	-0.063 (0.301)	-0.457 (1.076)	-0.003 (0.005)
受教育程度 = 缺失值	0.029 (0.771)	0.053 (1.248)	0.067 (0.937)	0.195 (0.637)	-0.008** (0.003)
父母的工作情况(以非技能型为参考)					
工作情况 = 技能型	-0.021 (0.273)	0.549 (0.564)	-0.031 (0.294)	-1.159 (1.321)	-0.002 (0.006)
工作情况 = 缺失值	0.811*** (0.242)	-0.279 (0.378)	1.648*** (0.303)	-0.27 (0.706)	0.013*** (0.003)
父母吸烟情况(以不吸烟为参考)					
吸烟情况 = 吸烟	—	—	—	-1.053 (0.653)	-0.001 (0.003)
吸烟情况 = 缺失值	—	—	—	0.135 (0.193)	-0.002 (0.001)
截距	88.113*** (0.293)	89.623*** (0.419)	89.013*** (0.374)	88.037*** (0.948)	0.471*** (0.004)
观测值	46722	24541	22181	47028	69336
R ²	0.103	0.113	0.085	0.072	0.117