

中国健康的代际流动性

方迎风,刘浩然,张 芬

(武汉大学经济与管理学院,湖北 武汉 430072)

摘要:使用 2010—2020 年中国家庭追踪调查数据,构建具有质量调整生命年形式的自评健康连续变量,估计中国健康的代际流动性。研究发现:健康的代际传递程度相对较低,代际流动性较高,健康的代际秩回归系数为 0.208。同性别的父代与子代间表现出更强的健康继承性,其中母女的健康关联最为紧密。健康的代际流动性在时间维度上表现出递增的变动趋势,但衰减偏误和生命周期偏误在一定程度上会扭曲对代际健康流动的估计。基于 Gelbach 方法的分解发现,母亲健康对代际健康传递具有更高的贡献率。中国代际福利流动性处于较高水平,福利的代际秩回归系数为 0.172。研究结果为持续有效地实施健康中国战略提供了定量政策参考。

关键词:代际流动;健康不平等;自评健康

中图分类号:F061.3

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2024)03-0188-13

Intergenerational mobility of health in China

FANG Yingfeng, LIU Haoran, ZHANG Fen

(School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: The paper uses China Family Panel Studies (2010–2020), constructs a continuous health measure that is akin to a quality-adjusted life year, and thus estimate the intergenerational health mobility in China. First, the rank-rank slope in SRHS is 0.208, indicating a low degree of intergenerational transmission in health status, intergenerational health mobility among Chinese residents is high. Second, health inheritance is stronger between same-sex parents and children, with the highest associations from mothers to daughters. Third, intergenerational health mobility shows an increasing trend of change in the time dimension, and attenuation bias and life cycle bias distort the estimates of intergenerational health mobility to some extent. Fourth, based on the decomposition method of Gelbach (2016), we find that, mothers' health accounts for a large part of intergenerational mobility of health. Last, intergenerational welfare mobility in China is currently at a high level, the rank-rank slope in the welfare measure is 0.172. The above findings provide a policy reference for sustained and effective implementation of the Healthy China initiative.

Key words: intergenerational mobility; health inequality; self-reported health

“十四五”规划强调,推进健康中国建设,把保障人民健康放在优先发展的战略位置。作为人力资本的主要构成部分,健康具有重要的内在价值,被看作是个人的重要福利的重要组成部分,与各类社会

收稿日期:2023-10-14 修回日期:2024-01-30

基金项目:国家自然科学基金青年项目“后扶贫时代中国相对贫困的动态识别及创新治理研究”(72003143);教育部人文社会科学规划基金项目“母婴代际健康联系与减贫:测算、作用机制和政策选择”(19YJA790113)。

作者简介:方迎风(1986—),男,安徽枞阳人,武汉大学经济与管理学院副教授、博士生导师,经济学博士,研究方向为经济增长、公共政策与贫困。

经济指标关系紧密^[1]。青少年时期欠佳的健康状况会对个体日后的受教育程度、就业市场表现造成显著的负面影响,进而导致晚年慢性疾病的发生,造成更高的死亡风险^[2]。如果处于壮年时期的个体自身健康状况不佳,那么该个体将会面临劳动时间缩减、工作收入降低的窘境^[3]。此外,健康也会在中老年群体关于工作、退休、消费、储蓄的决策中扮演着举足轻重的角色^[4]。近年来,随着“健康中国”战略的实施,中国居民的健康状况获得了很大改善,但现实生活中的健康不平等现象也日益突出。个人健康资本的积累离不开家庭内部的代际传递,不同个体之间的健康差距可能会通过代际路径不断延伸下去,甚至在此过程中出现进一步的扩大。因此,探讨中国居民健康的代际流动水平有利于促进健康的代际良性循环,降低健康不平等,实现“健康中国”战略的可持续发展,并能够帮助我们理解更加宏观的社会经济不平等问题,为兜住、兜准、兜牢民生底线,构建合理、畅通、有序的社会流动秩序提供一定的参考依据。

世界各国都重视国民的健康问题,并提出了一系列的健康促进政策和行动计划。美国从1980年开始每10年就会颁布“健康公民计划(healthy people)”来提升居民健康水平、促进健康公平。美国为此成立了联邦机构工作组,并与非卫生组织合作,发挥社区组织和非营利组织的作用。日本从2000年开始制定实施“21世纪促进国民健康运动项目(健康日本21)”,旨在通过鼓励健康的生活方式、加强健康教育等措施,全面提高国民健康意识和改善其健康状况。瑞典强调健康公平,通过健康促进战略来减少社会健康差距。巴西则实施了“家庭健康战略”项目。不仅如此,还有专门针对母婴代际传递和贫困家庭儿童的健康改善和营养提升计划,如印度的“国家营养计划”、巴西的“零饥饿计划”、美国的“食品助推计划(SNAP)”、孟加拉国的“儿童革命”等。可以看出,各国的健康促进政策都比较关注健康公平问题,但是在降低健康不平等、促进公共卫生服务均等化等方面的具体政策支持依然不足,也较少从代际视角进

行健康干预。

然而,测度健康的代际流动性并非易事,鲜有研究对此进行直接的实证分析。由于健康是一种抽象模糊的概念,研究者难以全面准确地度量个人的总体健康水平,即使存在合适的健康综合测度指标,研究者也需要考虑该指标的数据可得性,确保构建的数据集能够包含两代人的健康测度数据,满足代际流动研究需求。鉴于此,本文参考前人的研究成果,基于2010—2020年CFPS数据库的自评健康(self-reported health status, SRHS)变量数据,构建具有质量调整生命年(QALY)形式的连续测度变量,即自评健康连续变量(SRHS in continuous form, SRHSC),将自评健康的有序类别转化成0~100区间内的定量数值,进而估计中国居民健康的代际流动水平,并通过稳健性检验及其它拓展性分析从不同方面对估计结果进行补充和完善。

本文的边际贡献如下:第一,结合个体的生存时长和生活质量,将自评健康转换为健康连续变量(SRHSC),并对每个父代和子代样本个体的各期SRHSC可用观测值进行平均处理,使用均值对个人总体健康水平进行综合测度,从而更加直观准确地衡量中国居民健康的代际流动性。第二,识别了衰减偏误和生命周期偏误的存在性和影响。与使用父代的多期SRHSC均值相比,使用父代的单期SRHSC观测值估计的代际健康传递效应会发生明显的衰减;如果父代或子代接受健康测度时处于较低的年龄区间,生命周期偏误的干扰同样会导致健康在代际之间的传递程度被低估。第三,全方位探讨了代际健康流动性的异质性以及长期变化趋势,并使用Gelbach方法对代际健康流动性进行量化分解,还尝试结合健康与收入进行福利分析。第四,在实证过程中,在不同研究设计下多方法多角度衡量代际健康流动性,特别是使用Chetty等^[5]提出的秩回归方法,最终在此基础上获得具有高度一致性的实证结论,增强了本文研究成果的说服力。

一、文献综述

长期以来,出于对现实生活中机会不平等现象的关注^[6-7],国内外学者一直对代际流动性问

题抱有强烈的兴趣。然而相关研究主要涉及收入、教育和职业等多个方面^[8-9],对于健康这一重要概念的流动性讨论却略显不足。现有研究主要考察健康对收入、教育等其他社会经济指标的影响,如将健康作为中介机制引入到代际收入流动的研究框架内进行分析,而缺乏对于健康自身代际流动水平的定量测度。

(一) 国外研究现状

近年来,国外学术界对于代际健康流动性的研究有所增加,但大多研究使用出生体重等人体测量指标或健康相关行为来测度健康^[10],并以其对代际健康流动性进行估计。

第一,出生体重在某种意义上能够被看作是终生健康水平的预兆性指标,一系列国外研究针对出生体重的代际持续性展开了深入分析^[11],均发现父母与子女的出生体重之间存在相对温和的关联性。Currie 等^[10]估计出生体重的代际弹性范围为 0.17 ~ 0.20。国外研究同样探讨了其他人体测量指标的代际流动水平。Venkataramani^[12]对越南样本进行分析,发现父代与子代的身高存在较强的正向关系;在 Classen 等^[13]中,BMI 的代际弹性估计值为 0.25 ~ 0.40。

第二,在国外研究中,度量了吸烟^[14]、饮酒^[15]等健康相关行为的代际持续性。这些研究发现上述行为的代际传递机制表现出显著的性别差异。这启发我们在研究当中将父代与子代的性别因素纳入考虑范围,依据性别将样本划分为父亲、母亲、儿子、女儿四组,进而估计并比较不同父代—子代组合的代际健康流动水平,揭示出其中蕴含的性别特征。

第三,除了人体测量指标以及健康行为之外,个人寿命同样成为了代际流动领域的研究焦点^[16-17]。国外研究者普遍认为,父代长寿和子代长寿呈现出显著的正向关系,并将个人寿命的代际相关性确定在 0.15 ~ 0.30 的区间内。但这些估计结果也难以准确刻画现代经济社会中健康代际流动的实际情况,而且为了获得上述估计结果,我们需要观察至少两代人的完整生命周期,这对样本的时间跨度提出了严苛的要求。此外,Thompson^[18]还确认了

哮喘、过敏、糖尿病等疾病存在代际传递现象。Bencsik 等^[19]对于心理健康的考察同样值得注意,研究指出英国的心理健康代际关联水平处在 0.19 左右。

最后,还有一些国外研究尝试分解内在遗传基因和外界环境因素在健康代际传递过程中的影响效果。Thompson^[18]发现环境因素在贫困家庭样本的哮喘代际传递中发挥着比遗传基因更大的作用。Björkegren 等^[20]基于瑞典收养数据分析指出,亲生父母在预期寿命的代际传递中扮演着更加重要的角色。Classen 等^[13]关于身体质量指数的研究也得出了类似的结论,认为 BMI 在亲生子女样本和被领养子女样本中的代际弹性存在显著差异。

(二) 国内研究现状

国内文献侧重于探讨不同年龄、地区群体健康水平的影响因素,并从健康不平等^[21]、就业状况^[22]、社会保险^[23]、医疗改革^[24]等角度展开分析,但少有文献对代表纵向公平的代际健康流动性进行深入系统研究。谢东虹等^[25]使用 BMIZ 得分衡量个体长期健康,进而考察我国健康的代际流动水平,指出家庭环境不平等也是造成健康不平等的重要缘由。李长安等^[26]基于自评健康类别构建综合健康变量,并采用工具变量法测度我国父母对子女健康的传递程度。谈甜等^[27]实证检验了母亲的健康状况、健康行为以及健康认知对其子女的健康状况、健康行为以及健康认知的影响效果。与本文相似的最新研究有朱铭来等^[28],他们根据 ED-5D-3L 量表形成个体健康状态,并使用质量调整生命年的方法对获得的健康指标进行转换,然后测度健康的代际流动性。

通过对前人文献的回顾和梳理可知,尽管部分研究探讨了健康的代际传递效应,但这些研究大多将目光集中于个人在具体方面的客观健康状况,而对于自评健康等综合健康指标的关注有所不足。特别是国内探讨自评健康的文献本就少之又少,相关实证结果既不具备一致性,又缺乏足够的解释力度。这为本文提供了进一步研究的空间,将尝试弥补上述不足。

二、研究数据和方法

(一) 数据来源

本文使用2010—2020年六期中国家庭追踪调查(CFPS)数据。由于研究代际健康流动需要形成父代与子代的有效样本配对,因此本文依据CFPS家庭关系库信息,利用受访子代及其父代的个人编码在成人库中进行配对。根据本文的研究目的,进行以下数据处理:①保留子代16岁以上的样本;②剔除父代与子代的年龄差小于15岁的样本;③剔除父母双方自评健康变量均在所有调查年份缺失的样本;④剔除子代自评健康变量在所有调查年份缺失的样本;⑤由于2010年CFPS调查中的自评健康类别定义与其他轮次调查不同,为了避免在测度个人健康以及进行后续分析时出现额外的偏误问题,保证实证结论的稳健性,将剔除2010年的自评健康数据,但仍会保留其他研究变量在这一调查年份中的可用观测值,以便对此变量缺失值进行插补处理。最终完成父代与子代观测数据的有效匹配,并在此基础上将父代和子代的非平衡面板数据转换成横截面数据以满足研究需求,使用CFPS权重变量进行加权处理。

(二) 变量说明

1. 核心变量

本文的核心变量是自评健康。该变量为有序变量,包括非常健康、很健康、比较健康、一般和不健康5个类别。本文收集每个受访子代及其父代在2010—2020年期间所有的自评健康观测值,效仿前人研究做法^[29],根据HALex健康指数的健康效用量表,将离散的自评健康类别映射到一种质量调整生命年(QALY)形式的连续测度变量。该连续变量表示一年中受访个体认为自身处于高质量健康状态的时间所占百分比,可在0~100范围内取值,其中100意味着完全健康一整年,0说明个体已死亡。在HALex量表中,各个自评健康类别对应如下数值区间:非常健康为[95,100],很健康为[85,95),比较健康为[70,85),一般为[30,70),不健康为[1,30)。我们给不同个体在不同调查年份的自评健康类别分配对应区间的中点值,

从而通过HALex调整得到连续形式的自评健康变量(SRHSC)。此后,对任意个体在所有调查年份的SRHSC可用观测值进行平均,剔除SRHSC中随时间变化的干扰因素,降低暂时性冲击、测量偏误以及生命周期偏误的影响,使得到的平均值表示该个体的终生健康水平,即横截面数据中父代和子代个体的综合健康变量。

出于以下原因,本文将自评健康转化为自评健康连续变量:①有序变量难以直观明了地刻画代际关系,相比之下,连续的健康测度变量能够允许我们使用更加便捷多样的方法对代际流动水平进行估计,并和前人同类文献的研究结果进行比较;②相较于“非常健康”“比较健康”等自评健康类别,SRHSC与质量调整生命年的概念类似,其内在含义易于理解,反映了样本个体在一年中的高质量健康状态持续时长所占百分比;③基于SRHSC将健康价值转化为定量的货币数额,进而量化健康的经济效益。

2. 其他变量

子代特征变量包括性别、年龄、年龄平方项、城乡分类等,父代特征变量包括父母双方各自的受教育年限、年龄。其中,对于性别变量,将男性赋值为1,女性赋值为0;对于城乡分类变量,将城镇赋值为1,乡村赋值为0。为了进行福利分析,本文还引入父代和子代的个人年总收入变量。在进行横截面形式的实证数据分析时,对于任意父代和子代个体,将使用各期SRHSC可用观测值的平均值或对应年龄的平均值。

(三) 描述性统计

本文首先将2010—2020年各轮次调查中,所有的父代和子代个体在不同调查年份的自评健康连续变量(SRHSC)可用观测值汇总,基于全体样本数据估计16~80岁区间内各年龄人群的健康平均水平,即计算SRHSC的均值(见图1),研究个人健康在整个生命周期内的变动趋势。图1显示个人健康在生命周期的早期阶段(16~25岁)始终处于较高水平,变化幅度较小,但此后出现明显的线性下跌。因此,在后文实证分析中,将按照样本个体的年龄调整该个体的SRHSC均值,方便对

不同年龄个体的健康水平进行直接比较。除此之外,随着年龄增长而不断扩大的标准差表明,更高年龄段的样本之间存在着更加显著的健康水平差异。

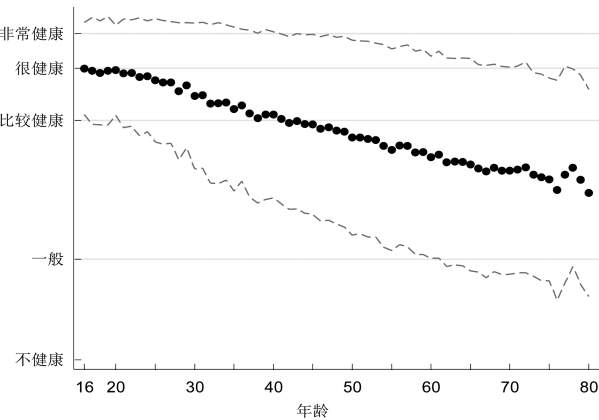


图1 个体生命周期各年龄段平均健康水平^①

主要变量的描述性统计结果如表1所示。其中,表1中报告的变量均值和标准误均经过CFPS个体权数的加权处理。由表1可知,子代整体健康水平的均值为78.5(儿子和女儿分别为77.9和79.6),超过40%的子代认为自己处于“很健康”“非常健康”的状态,父亲和母亲整体健康水平的均值分别为67.2和60.0,仅有不到20%的父代个体认为自己“很健康”或“非常健康”。总体而言,相比父代,子代的健康水平、受教育程度都得到了较大提升。

表1 主要变量的描述性统计结果

主要变量名称	父亲	母亲	子代全体	儿子	女儿
年龄	53.92 (10.97)	54.21 (12.29)	29.45 (11.02)	31.61 (11.48)	25.31 (8.70)
受教育年限	7.47 (4.42)	5.06 (4.84)	11.22 (4.14)	10.60 (4.12)	12.40 (3.91)
整体健康水平	67.19 (20.67)	60.00 (22.41)	78.48 (16.44)	77.89 (17.15)	79.61 (14.94)
非常健康/%	2	1	9	9	9
很健康/%	17	11	34	33	35
比较健康/%	36	28	39	38	41
一般/%	37	46	16	17	14
不健康/%	8	14	2	3	1
健康测度年数 (最小值取1,最大值取5)	4.17	4.22	3.39	3.50	3.18
观测样本数	8 667	9 618	13 658	9 112	4 546

① 图中虚线表示各年龄人群的自评健康连续变量(SRHSC)±1个标准差。

(四)研究方法

1. 代际健康关联系数

基于已有代际流动理论,本文首先构建一个与代际收入弹性类似的健康流动性测度指标,并称之为代际健康关联系数。回归模型为:

$$y_{1i} = \alpha + \beta y_{0i} + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, y_{1i} 和 y_{0i} 分别表示子代和父代一方(或双方)的终生健康水平(个体各期健康连续变量SRHSC的均值)。具体而言, y 代表了一年中,样本个体在完全健康时度过的时间所占百分比,即健康生命年百分比; y 取100意味着完全健康的一整年, y 取0则等价于死亡状态。向量 X_i 为一系列控制变量,包括子代年龄平方项和父代年龄平方项,如前文所述,式(1)中的年龄被定义为样本个体各期SRHSC可用观测值对应的年龄观测值的均值。 β 即为代际健康关联系数,衡量了代际健康持续性, $1-\beta$ 反映了代际健康流动性, β 数值越大,说明父代健康与子代健康的关联性越强,代际流动性越弱。

2. 代际健康秩回归系数

尽管代际健康关联系数如同代际收入弹性一般,能够刻画代际流动的主要特征,但该参数并非完美。一方面,父代健康与子代健康之间并非完全呈现线性关系,式(1)可能存在模型设定偏误;另一方面,代际健康关联系数容易受到测量偏误的负面干扰,也不擅长刻画向上和向下流动性。因此,本文还采用基于秩的测度方法估计健康的代际流动性,对关联系数估计结果进行补充和完善。

本文使用各期自评健康连续变量的平均值代表个人的终生健康水平,使用各期年龄均值代表个人的年龄水平。在区分父亲、母亲、儿子、女儿样本后,将健康均值对年龄和年龄的平方项进行分样本回归,使用回归得到的残差项表示按年龄调整的个人终生健康水平,计算各自的年龄调整健康水平在同性别同代健康分布中的百分位排序。在对个人终生健康水平进行年龄校正和百分位排序时,采用样本个体在最近调查年份的CFPS权数进行加权处理。

除了分别为父亲和母亲样本个体构建各自的健康百分位排序指标,本文还将合并一个家庭中的父母双方在所有调查时期的可用健康观测值(SRHSC观测值),为父代整体健康水平构建单一的百分位排序^②。与之类似,我们还将按照年龄调整的儿子健康和女儿健康汇总在一起,计算他们在子代健康分布中的位次,构建不区分性别的子代健康等级位次指标。

随后,我们通过 Chetty 等^[5]提出的秩—秩回归方法(rank-rank regression)进行如下形式回归^③。

$$r_{1i} = \alpha + \rho r_{0i} + \varepsilon_i \quad (2)$$

式(2)中, ρ 即为代际健康秩回归系数(rank slope), r_{1i} 和 r_{0i} 分别代表子代和父代健康在同代健康分布中的百分比排序(对于父亲—儿子、父亲—女儿、母亲—儿子和母亲—女儿样本而言, r_{1i} 和 r_{0i} 分别为儿子/女儿健康和父亲/母亲健康在同性别同代健康分布中的百分位排序)。与关联系数对质量调整生命年形式的健康绝对水平进行估计不同,百分位排序提供的健康信息是一种相对概念,秩回归系数(ρ)度量的是关于健康等级位次的代际关联性。

3. 健康的代际绝对流动

本文还将更进一步从绝对代际健康流动性的视角进行分析,根据父代的健康状况对子代健康进行预测。具体而言,基于不同父代—子代样本的秩回归估计结果,研究当父代/父亲/母亲健康分别处于(同性别)同代健康分布的25和75分位点时,其子代/儿子/女儿健康在所属(同性别)同代健康分布中的预期百分位排序,并将上述两种情况下的子代健康预期位次设为 p_{25} 和 p_{75} 。

$$p_{25} = \text{rank intercept} + 25 \times \text{rank slope} \quad (3)$$

$$p_{75} = \text{rank intercept} + 75 \times \text{rank slope} \quad (4)$$

式(3)和式(4)中的“rank slope”和“rank intercept”分别为式(2)中的秩回归系数和截距的估计值(即参数 ρ 、 α)。毫无疑问, p_{25} 和 p_{75} 反映了父代健康水平不同的子代个体各自在不同方向面对的

代际流动性,即绝对向上流动和绝对向下流动。

4. 基于健康与收入的个人福利测度

本文将健康和收入合二为一,构建出一个衡量个人福利总体水平的指标。本文参考 Finkelstein 等^[30],将一单位质量调整生命年(QALY)的货币价值确定为10万元,完成对健康水平的货币度量。随后,将货币形式的个人健康和收入加总在一起,构建起所需的个人福利测度指标,并利用该福利指标替换健康指标,估计代际福利弹性系数和代际福利秩回归系数以衡量福利在代际之间的关联程度,进一步探讨代际福利流动性。

三、代际健康流动性实证分析

(一)相关性分析

本文首先使用 Logit 模型对父代健康类别与子代健康类别的相关性进行简要分析。如表2所示,当父代健康均不低于“比较健康”时,相较于父代健康欠佳(一般或不健康)的子代,他们的子女至少为“比较健康”的概率要高10.4%。但需要注意的是,这种优势存在着一定的性别差异,在儿子和女儿样本中分别为9.9%和11%。总而言之,父代的健康水平越高,子代具有高健康水平的概率越大,即父代与子代的健康类别具有较强关联。

表2 子女健康类型与父代健康类型的 Logit 模型回归结果

被解释变量:子代健康	子代全体	儿子	女儿
父代双方自评健康均不低于“比较健康”(即“比较健康”、“很健康”或“非常健康”)	0.104 (0.013)	0.099 (0.017)	0.110 (0.020)
观测样本数	13 658	9 112	4 546
Y-均值	0.808	0.792	0.839

注:被解释变量是子代健康二值变量,当子代健康为“非常健康”“很健康”和“比较健康”时取值为1,当子代健康为“一般”“不健康”时取值为0;解释变量是父代健康二值变量,当父母双方健康均不低于“比较健康”时取值1,否则为0;控制变量包括子代个体和父母双方的年龄项,以及分别反映父母双方健康是否缺失的指示变量。所有回归均使用子代个体的最新CFPS权数进行加权处理。Y-均值是指被解释变量在回归样本中的加权均值,括号内为家庭层面的聚类稳健标准误。

本文接下来分别估计并比较父亲、母亲各自与子女之间的健康相关性,结果如表3所示。与健

② 我们将父代整体健康对父代年龄平方与父代类型(父亲还是母亲)的交互项、分别反映父亲健康和母亲健康是否缺失的指示变量、母亲健康观测值数量占比进行回归,估计的残差项测度了按照年龄和性别调整的父代整体健康水平。因此,根据残差项大小计算父代整体健康在同代健康分布中的百分位排序。

③ 回归使用子代个体权数加权,并在家庭层面对标准误进行聚类。

康类别为“一般”或“不健康”的母亲相比,处于“比较健康”状态的母亲会使得子代至少为“比较健康”的概率提升 8.6 个百分点;当母亲健康类别为“很健康”或“非常健康”时,这一概率将获得更加显著的提升,提升幅度进一步扩大至 10.8% 乃至 25.6%。此外,针对儿子和女儿的估计结果同样表现出相似的特征,再次印证了母亲与子女之间存在较高水平的健康相关性。与母亲相比,父亲与子女的健康相关性略逊一筹,在代际健康传递的过程中发挥的影响相对较弱。

表 3 子女健康类型与父母健康类型的 Logit 模型回归结果

被解释变量: 子代健康	母亲自评健康			父亲自评健康		
	子代全体	儿子	女儿	子代全体	儿子	女儿
非常健康	0.256 (0.077)	0.356 (0.105)	0.164 (0.087)	0.145 (0.040)	0.123 (0.050)	0.191 (0.070)
很健康	0.108 (0.019)	0.094 (0.024)	0.127 (0.029)	0.113 (0.020)	0.121 (0.027)	0.098 (0.026)
比较健康	0.086 (0.013)	0.080 (0.017)	0.094 (0.019)	0.064 (0.012)	0.072 (0.015)	0.052 (0.019)
观测样本数	12 757	8 422	4 335	11 753	7 615	4 138
Y - 均值	0.817	0.801	0.845	0.833	0.818	0.859

注:被解释变量为子代健康二值变量,定义与表 2 相同;解释变量为三个分别反映父代个体(父亲或母亲)是否“非常健康”“很健康”“比较健康”的虚拟变量,在父代个体健康属于对应类别时取值为 1,否则取值为 0;控制变量等其他注释同表 2。

(二)代际健康相关系数(IHA)估计

为了得到代际健康关联系数的最优估计,本文结合父母亲的健康测度父代整体健康水平,并使用父代整体健康对合并后的全体子代健康进行回归,结果如表 4 所示,父母—子女的代际健康关联系数为 0.180。这意味着当父代的健康生命年百分比提高 50%,预期子代能够在一年中额外度过 1 个月左右的完全健康时间,即子代的健康生命年百分比提高 9%。

对于父代而言,父亲与儿子的健康关联要强于父亲与女儿的健康关联,母亲与女儿的健康关联强于母亲与儿子的健康关联,即父亲和母亲均会对同性别子代的健康水平产生更大的影响。同时,父代整体健康与女儿健康的关系比与儿子健康的关系更加密切。

对于子代而言,儿子健康与父亲健康的相关性要比与母亲健康的相关性强,女儿健康与母亲健康的相关性要比与父亲健康的相关性强,也就是说,儿子和女儿健康分别从同性别父代个体处受到更大影响。同时,子代整体健康与母亲健康的联系比与父亲健康的联系更加紧密。这个结论符合直觉,虽然子女的成长由父母双方基因及共

同管教所决定,但是现实中儿子更容易继承父亲的健康行为(如吸烟、喝酒等),而女儿的一些生理健康问题一般更方便由母亲来负责。子女的健康还与母亲在怀孕期的健康状况与行为也密切相关,所以母亲和子代的健康相关性在某种程度上说要更高一些。

需要注意的是,代表父代整体健康水平的综合指标是基于更大的父代样本获得的平均值,能够更好地规避掉随时间变化因素的干扰。因此,本文回归时能够得到更高的代际健康关联系数估计值。

表 4 不同父代—子代组合的代际健康相关系数估计结果

被解释变量:子代健康	子女	儿子	女儿
母亲	0.130 (0.013)	0.122 (0.016)	0.147 (0.022)
父亲	0.108 (0.017)	0.126 (0.023)	0.073 (0.019)
父母	0.180 (0.019)	0.179 (0.025)	0.181 (0.026)
因变量均值	78.48	77.89	79.61
观测样本数	13 658	9 112	4 546

注:被解释变量为子代健康连续变量均值;解释变量为父代的健康连续变量均值,代表父代健康。控制变量等其他注释同表 2。

(三)代际健康秩回归系数(rank slope)估计

表 5 为代际健康秩回归系数的估计结果。由表 5 可知,不同父代—子代组合的秩回归系数的取值范围为 0.145 ~ 0.255。其中,父母—子女秩回归系数为 0.208,这意味着父代整体健康在同代健康分布中的百分位排序每提高 10%,子代健康在同代健康分布中的百分位排序将提高 2%;母亲—女儿秩回归系数最大,说明母亲和女儿之间存在着最为密切的健康关联;父亲—儿子秩回归系数大于父亲—女儿秩回归系数,母亲—女儿秩回归系数大于母亲—儿子秩回归系数;父亲—儿子秩回归系数大于母亲—儿子秩回归系数,母亲—女儿秩回归系数大于父亲—女儿秩回归系数。上述结果与代际健康关联系数的回归结果相吻合,再次说明同性别的父代个体与子代个体之间存在着相对较强的健康继承性,印证了先前结论的合理性与可靠性。

与此同时,当父亲(母亲)在同性别同代健康分布中的百分位排序为 25 时,儿子和女儿在各自健康分布中的预期百分位排序分别为 44.85(46.74)和 46.27(43.37),而父亲(母亲)健康百分位排序为 75 的儿子和女儿则具有 54.02(53.99)和 53.69(56.10)的排名位次,毫无疑问,同性别父代与子代组成的回归子样本将会存在更弱的向上流动性和向下流

动性。总体来看,当父代整体健康百分位排序为 25 和 75 时,预期他们的子女将在子代健康分布中处在 44.94 和 55.32 分位点。

表 5 不同父代—子代组合的代际健康秩回归系数及 P_{25} 、 P_{75} 估计结果

父代—子代组合	秩回归系数	P_{25}	P_{75}	观测样本数
母亲—儿子	0.145 (0.018)	46.740 (0.668)	53.985 (0.689)	7 203
母亲—女儿	0.255 (0.029)	43.367 (1.158)	56.102 (0.922)	3 929
父亲—儿子	0.183 (0.024)	44.850 (0.971)	54.022 (0.728)	6 445
父亲—女儿	0.148 (0.027)	46.266 (0.948)	53.686 (1.033)	3 665
父母—子女	0.208 (0.018)	44.938 (0.709)	55.319 (0.553)	12 180

注: p_{25} 和 p_{75} 分别为父代/父亲/母亲健康处于(同性别)同代健康分布的 25 和 75 分位点时,子代/儿子/女儿健康在所属(同性别)同代健康分布中的预期百分位排序。括号内为家庭层面的聚类稳健标准误。

四、稳健性分析

代际健康流动的测度会受到多种潜在因素的干扰,为了检验前文回归结果的稳健性,我们从衰减偏误和生命周期偏误两个方面进行稳健性检验。

(一) 衰减偏误

解决测量误差、暂时性冲击等问题对于准确估计代际收入流动性非常重要,而使用更多时期观测值得到的父代平均收入能够有效降低衰减偏误^[31]。因此,本文采用类似方法探讨健康的代际流动测度。本文筛选出 2010—2020 年期间至少提供 k 期可用健康观测值的父代个体以及相应的子代个体($k=2,3,4,5$),将计算父代健康均值使用的样本时期数从 1 逐步增加至 k ,观察在样本成分不变的情况下,代际健康流动性的估计结果会如何变化。无论 k 取何值,我们均会使用所有调查年份的可用观测结果计算子代个体的健康均值,因此在父代健康均值包含时期数不断增加的过程中,子代健康均值能够始终保持不变。

实证分析结果如表 6 所示,秩回归系数估计值会随着父代健康均值所用时期数的增多而上升。以 $k=5$ 为例,此时父代个体至少被观测到 5 期自评健康数据,当父代健康均值所用时期数从 1 增加到 5 时,父母—子女秩回归系数从 0.106 单调递增至 0.163;父亲—儿子秩回归系数由 0.098 变为 0.153;母亲—女儿秩回归系数增长更为明显,直接从使用母亲 1 期健康观测值时的 0.124 跃升至使用 5 期健康均值时的 0.251,增长幅度超过了

100%。虽然其他父代—子代样本中存在的衰减偏误有所不同,但秩回归系数和父代健康均值包含的时期数之间仍然呈现出较为显著的正相关性。

总而言之,使用多期健康均值能够有效降低衰减偏误,规避测量误差和暂时性冲击造成的负面影响。不同父代—子代组合的秩回归系数均会随着父代健康均值包含时期数的增加而不断升高,特别是父亲—儿子、母亲—女儿以及父母—子女 3 种组合,上升趋势最为显著。

表 6 不同父代健康均值包含时期数对应的秩回归系数回归结果($k=5$)

父代健康均值包含时期(年)数	1	2	3	4	5
父亲—儿子	0.098	0.118	0.130	0.146	0.153
父亲—女儿	0.109	0.146	0.129	0.147	0.155
母亲—儿子	0.088	0.105	0.097	0.104	0.111
母亲—女儿	0.124	0.181	0.213	0.232	0.251
父母—子女	0.106	0.139	0.140	0.154	0.163

(二) 生命周期偏误

关注生命周期偏误对于代际健康流动性估计结果的影响。本文分别为父代和子代样本划分了 4 个年龄区间,其中子代年龄区间为 16~25 岁、26~35 岁、36~45 岁以及 46 岁以上;父代年龄区间为 49 岁以下、50~59 岁、60~69 岁以及 70 岁以上。对于任意年龄区间,都将保留父代或子代个体处于该年龄区间时提供的所有健康观测值,并在此基础上计算出各自的健康均值以及相应的百分位排序。

1. 改变子代年龄区间

因为子代个体报告自身收入时的年龄可能会引起显著的生命周期偏误,所以本文先研究子代年龄区间与代际健康流动性估计结果之间的关系。表 7 反映了代际健康秩回归系数如何随着子代年龄区间的推移而变化。其中,母亲—女儿秩回归系数先从 16~25 岁区间的 0.230 下降至 26~35 岁区间的 0.192,进而上升至 36~45 岁区间的 0.290 以及 46 岁以上区间的 0.493,呈现出显著的增长态势;母亲—儿子秩回归系数在前两个子代年龄区间基本不变(0.129 和 0.123),但在后两个子代年龄区间跃升至 0.140 和 0.222;父亲—儿子秩回归系数在各子代年龄区间依次为 0.137、0.139、0.195 和 0.369,同样表现出先平稳后增长的变化趋势;基于父母—子女样本得到的秩回归系数受

到的噪声干扰较少,具有更强的代表性,当子代年龄区间为 16~25 岁和 26~35 岁时,父母—子女秩回归系数的取值分别为 0.177 和 0.161,当子代年龄处于 36 岁和 45 岁之间时,系数估计值增长到 0.206,当子代年龄被限定在 46 岁以上时,该系数更是高达 0.344,即子代样本所处年龄段越高,得到的秩回归系数越大。

本文还探讨了子代年龄对代际健康关联系数的影响^④。为了尽可能排除潜在噪声,提高估计结果的准确性,本文不对子代性别进行区分,研究父亲—子女、母亲—子女以及父母—子女组合的关联系数在子代年龄提高时的取值变化情况。随着子代年龄区间的升高,关联系数的估计值也将不断增加。综上所述,本文认为当子代个体在更大的年龄参与调查并提供自评健康数据时,可以得到更高的系数估计值,测度的代际健康流动水平更低。

表 7 不同子代年龄区间的秩回归系数估计结果

子代年龄区间	16~25 岁	26~35 岁	36~45 岁	46 岁以上
母亲—儿子	0.129 (0.023)	0.123 (0.025)	0.140 (0.034)	0.222 (0.052)
母亲—女儿	0.230 (0.026)	0.192 (0.041)	0.290 (0.082)	0.493 (0.142)
父亲—儿子	0.137 (0.024)	0.139 (0.031)	0.195 (0.037)	0.369 (0.107)
父亲—女儿	0.137 (0.028)	0.130 (0.037)	0.039 (0.097)	0.107 (0.166)
父母—子女	0.177 (0.018)	0.161 (0.024)	0.206 (0.029)	0.344 (0.064)

注:括号内为家庭层面的聚类稳健标准误。

2. 改变父代年龄区间

在本节,转向分析父代年龄如何影响对代际健康流动性的估计。秩回归系数估计结果见表 8,当父代的年龄区间为 49 岁以下、50~59 岁、60~69 岁时,母亲—儿子和母亲—女儿组合的秩回归系数较为平稳,并没有出现较为显著的变化趋势,但当父代年龄区间为 70 岁以上时,两系数将出现大幅增长。父亲—儿子秩回归系数则从父亲年龄小于 49 岁时的 0.096 提高到父亲年龄大于 70 岁时的 0.282。在父代的年龄区间由 49 岁以下推移至 70 岁以上的过程中,父母—子女秩回归系数依次为 0.156、0.164、0.186 和 0.251。关联系数的估计结果显示,随着父代个体所处年龄段的不断升高,与秩回归系数类似,关联系数的数值大小同

样呈现出不断增加的显著趋势,其中父母—子女组合的关联系数估计值更是直接从 0.114 攀升至 0.200。

总而言之,尽管存在着估计量标准误偏大、样本成分偏误等问题,但是实证结果在一定程度上暗示了生命周期偏误的存在性。当使用秩回归系数、相关系数测度健康代际流动性时,父代和子代的年龄被限定在生命周期中相对靠后的阶段能够更好地规避生命周期偏误的影响,从而发现更加显著的代际传递效应,估计的代际流动水平也会相对较低。

表 8 不同父代年龄区间的秩回归系数估计结果

父代年龄区间	49 岁以下	50~59 岁	60~69 岁	70 岁以上
母亲—儿子	0.132 (0.025)	0.129 (0.027)	0.135 (0.031)	0.194 (0.045)
母亲—女儿	0.212 (0.032)	0.209 (0.032)	0.197 (0.065)	0.422 (0.134)
父亲—儿子	0.096 (0.027)	0.156 (0.029)	0.200 (0.036)	0.282 (0.074)
父亲—女儿	0.135 (0.029)	0.161 (0.032)	0.112 (0.061)	0.036 (0.092)
父母—子女	0.156 (0.020)	0.164 (0.022)	0.186 (0.027)	0.251 (0.049)

注:括号内为家庭层面的聚类稳健标准误。

五、拓展性分析

(一)异质性分析

1. 城乡异质性

鉴于城乡居民群体内部的代际健康流动性可能存在差异,本文按照子代个体的城乡分类变量将样本划分为城镇和乡村两组。基于式(1)和式(2)进行分样本回归,分别估计两组样本各自的秩回归系数和关联系数,回归结果如表 9 所示。同性父代—子代组合的秩回归系数在城乡居民样本中大致相等,不存在显著的城乡差异。异性父代—子代组合的秩回归系数在乡村居民样本中具有更高的估计值。当使用父代整体健康百分位排序对子代健康百分位排序进行回归时,父母—子女秩回归系数在乡村居民样本的估计值(0.220)显著大于在城镇居民样本的估计值(0.196)。当使用代际健康关联系数时,乡村的系数也更高。

由此可知,与城镇居民样本相比,乡村居民样本内部的健康流动性较低,存在着更强的代际健康传递效应。可能的原因是,乡村居民的物质生活水平不高,能够享受到的医疗资源相对欠缺,在

^④ 因篇幅限制,相关回归结果的表格未在文中呈现。

这种情况下,医疗基础设施的制约使得父代与子代之间存在着更强的健康继承性。城市居民本身健康水平的起点较高,对医疗资源的利用也具有先天优势,无论父代健康水平如何,他们都可以凭借更加丰富的物质条件改善自己子女的健康状况,因此代际健康流动性处于较高水平。

表 9 城乡异质性回归结果

父代—子代组合	流动性指标:秩回归系数		流动性指标:关联系数	
	城镇	乡村	城镇	乡村
母亲—儿子	0.135 (0.026)	0.181 (0.023)	0.115 (0.021)	0.144 (0.018)
母亲—女儿	0.263 (0.041)	0.263 (0.037)	0.155 (0.034)	0.145 (0.022)
父亲—儿子	0.166 (0.028)	0.174 (0.025)	0.101 (0.024)	0.116 (0.018)
父亲—女儿	0.139 (0.033)	0.172 (0.044)	0.076 (0.026)	0.070 (0.029)
父母—子女	0.196 (0.023)	0.220 (0.020)	0.168 (0.023)	0.179 (0.016)

注:括号内为家庭层面的聚类稳健标准误。

2. 父代受教育水平异质性

本文还依据父母在最近时期调查中的最高学历,以初中学历水平为参照,将父母最高学历划分为低于初中的低教育组、等于初中的中教育组以及高于初中的高教育组。使用秩回归系数这一测度指标来刻画代际健康流动性与父代受教育水平之间的关系。

回归结果如表 10 所示,秩回归系数大小会受到父代受教育水平的显著影响。随着父代的最高学历不断提升,母亲—儿子和父亲—女儿组合的秩回归系数将会单调递减,父亲—儿子秩回归系数表现出先减小后轻微增加的变化趋势,母亲—女儿秩回归系数先从 0.262 降至 0.210 再升至 0.259,与父代最高学历之间存在着明显的 U 型关系。总体而言,父母—子女秩回归系数在三组子样本中的表现排名为:低教育(0.242) > 高教育(0.174) > 中教育(0.153)。

综上所述,代际健康流动性与父代受教育水平在整体上呈现正相关的关系,主要原因是父母受教育程度越低,意味着他们取得高社会地位的概率越小,将会面临着相对较差的生活条件,父代健康将会对子代健康产生举足轻重的影响,二者之间存在着较为紧密的关联,因此低教育组别样本具有更强的代际健康持续性;父母受教育程度越高,他们的子女就可以获得更多的资源以改善自身的健康情况,使得高教育群体内部的子代个体健康差异不断缩小,进一步增强了代际健康流动性。

表 10 父代受教育水平异质性回归结果

父代受教育水平	低教育	中教育	高教育
母亲—儿子	0.183 (0.025)	0.131 (0.031)	0.110 (0.042)
母亲—女儿	0.262 (0.042)	0.210 (0.037)	0.259 (0.060)
父亲—儿子	0.244 (0.030)	0.103 (0.031)	0.116 (0.046)
父亲—女儿	0.148 (0.042)	0.135 (0.041)	0.134 (0.056)
父母—子女	0.242 (0.023)	0.153 (0.027)	0.174 (0.035)

注:括号内为家庭层面的聚类稳健标准误。

(二)代际健康流动性变化趋势

本文依据样本的数据特征,将子代个体按照其出生年份划分为 1979 年以前、1980—1989 年以及 1990 年以后共计 3 个出生队列,依次对各子代出生队列的父子配对样本进行分样本实证回归,从而确定我国出生队列的代际健康流动趋势,估计结果见表 11。

表 11 各子代出生队列的代际健康传递估计结果

估计方法	子代出生队列	1979 年以前	1980 ~ 1989 年	1990 年以后
秩回归系数估计	母亲—儿子	0.187 (0.038)	0.154 (0.031)	0.130 (0.025)
	母亲—女儿	0.456 (0.094)	0.179 (0.055)	0.249 (0.029)
	父亲—儿子	0.293 (0.074)	0.192 (0.039)	0.137 (0.028)
	父亲—女儿	-0.011 (0.141)	0.185 (0.053)	0.136 (0.030)
	父母—子女	0.292 (0.050)	0.191 (0.031)	0.187 (0.020)
关联系数估计	母亲—子女	0.171 (0.027)	0.139 (0.026)	0.095 (0.012)
	父亲—子女	0.196 (0.057)	0.125 (0.031)	0.060 (0.012)
	父母—子女	0.250 (0.044)	0.184 (0.033)	0.115 (0.014)

注:括号内为家庭层面的聚类稳健标准误。

首先,秩回归系数的估计结果。当子代出生年份在 1979 年前时,父母—子女秩回归系数为 0.292;处于 1980 年和 1989 年之间时,秩回归系数降至 0.191;在 1990 年之后时,该系数继续走低,仅为 0.187。其余父代—子代组合的秩回归系数大多表现出类似的变化趋势,尤其父亲—儿子秩回归系数下降幅度最为惊人。其次,代际健康关联系数的估计结果。随着子代出生队列的不断推移,任意父代—子代组合的关联系数均会出现不同程度的下降。与秩回归系数反馈的代际健康流动水平的变动趋势相吻合,父母—子女关联系数将会从 0.250 降至 0.115,父亲—子女关联系数和母亲—子女关联系数在 1979 年以前出生队列中分别为 0.196 和 0.171,在 1990 年以后出生队列中变为 0.060 和 0.095。

不难看出,代际健康关联系数和秩回归系数

计算结果的变动趋势具有一致性,共同表明我国代际健康流动性随着时代的发展呈现出明显的上升趋势,这意味着父代健康对子代健康的决定性作用正在被逐渐削弱,“90 后”“00 后”子代群体相较于“70 后”“80 后”更加公平,面对的健康不平等 问题有所改善。

(三)代际健康流动分解

为了了解健康代际流动的传导机制,我们又

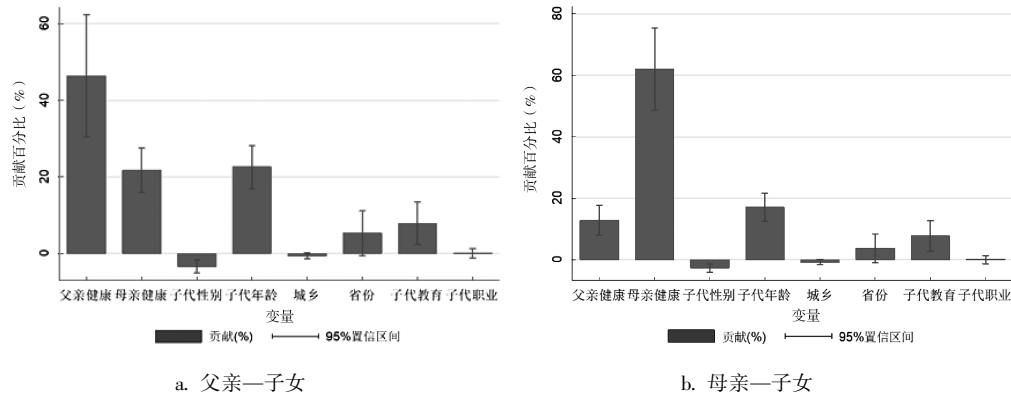


图2 不同组合的代际健康流动 Gelbach 分解结果

在父亲—子女组合的 Gelbach 分解结果中,父亲健康自身的直接贡献率为 46.4%,母亲健康具有 21.7%的间接贡献率。而在母亲—子女组合的 Gelbach 分解结果中,母亲健康的直接贡献率高达 62.1%,父亲健康的间接贡献率仅有 12.8%。上述结果充分说明母亲自身健康在其对子代的健康传递过程中发挥着决定性的作用,具有较强的直接效应,在父亲与子代的健康关系中作为中介也能发挥出不容忽视的间接效应,与之相比,父亲健康对于父代与子代之间健康流动性的解释能力在各方面都略逊一筹。其余刻画子代个体特征的控制变量在使用不同组合的情况中保持着相对一致的间接效应:子代性别的贡献率始终为负,并处于相对较低的水平;子代年龄所反映的出生年代对代际健康流动具有显著的影响,其综合影响程度仅次于父母健康;省份和子代受教育水平同样具有一定的正向解释能力。此外,Gelbach 方法并没有识别出城乡和子代职业的贡献^⑤。

(四)福利分析

本文引入 CFPS 数据库中的个人年总收入变

对代际健康流动进行量化分解,具体而言,在估计父亲(母亲)和子代健康关系的回归分析中,额外加入母亲(父亲)健康变量和其它控制变量,最终识别出各个变量直接或间接的影响贡献。考虑到 Gelbach^[32]提出的分解方法具有显著的路径独立优势,其识别结果不受解释变量加入顺序的干扰,体现出较高的可信度,因此本文使用此方法完成上述实证工作,结果如图 2 所示。

量,将其与自评健康连续变量结合在一起,完成福利指标构建,采用代际相关系数和代际秩回归系数进行福利的代际流动性分析,研究父代福利与子代福利的关联程度。如前文所述,对货币化的自评健康连续变量和经过数据处理后的个人收入变量进行加总,将二者之和设定为个人福利指标,并使用各期福利指标的均值代表个体的终生福利水平,通过代际流动性分析,得出不同父代—子代组合的代际福利弹性系数、代际福利秩回归系数。相关估计结果如表 12 所示。

弹性系数估计结果显示,最优的父母—子女弹性系数为 0.123,其余父代—子代组合的弹性系数大小关系为:母亲—儿子(0.059) < 父亲—儿子(0.085) < 父亲—女儿(0.113) < 母亲—女儿(0.121); 母亲—子女(0.069) < 父亲—子女(0.090); 父 母—儿子(0.116) < 父 母—女儿(0.160)。上述结果表明:一方面,父亲和母亲各自福利都会对女儿福利造成更加显著的影响,父亲与子代的福利相关性比母亲更强;另一方面,儿子和女儿各自福利与同性父代福利的关系更加密

⑤ 因部分省份样本较少,代际流动的测算存在很大的误差,故省份空间分布没有在文中呈现。城乡空间效应、出生年代和年龄的时间效应可以参考前文的异质性分析和生命同期偏误部分。

切,女儿福利受到父母福利影响的程度更高。观察并比较各秩回归系数的估计值,可以得出类似的结论,父亲—儿子、父亲—女儿、母亲—儿子、母亲—女儿以及父母—子女组合的秩回归系数分别为 0.152、0.212、0.110、0.219 和 0.172。

表 12 不同父代—子代组合的代际福利弹性系数

类别	子女	儿子	女儿
母亲	0.069 (0.012)	0.059 (0.014)	0.121 (0.023)
父亲	0.090 (0.015)	0.085 (0.018)	0.113 (0.024)
父母	0.123 (0.013)	0.116 (0.015)	0.160 (0.024)

注:括号内为家庭层面的聚类稳健标准误。

六、结论与对策建议

(一) 结论

(1) 总体而言,个人终生健康的代际关联系数和代际秩回归系数分别为 0.180 和 0.208,这说明父代健康对子代健康存在显著正向影响,但代际传递程度较低,因此中国居民健康具有较高的代际流动性。

(2) 健康的代际传递过程表现出显著的性别差异,存在着同性别健康继承偏好:父亲和母亲各自对同性别子代健康的影响更强,父代整体健康与女儿健康的联系更加紧密,子代健康与母亲健康的关联性更强。

(3) 一方面,由于衰减偏误的存在,当使用父代的单期健康观测值时,与使用父代多期健康均值相比,估计的代际健康传递效应在数值上会出现显著的衰减;另一方面,生命周期偏误也会扭曲我们对于健康代际传递效应的估计结果,如果父代或子代年龄区间降低,那么关联系数、秩回归系数的估计值也将随之减小,导致我们测度的代际流动水平变得更高。

(4) 农村地区健康的代际流动水平低于城镇地区,受教育程度较低的父代个体的健康水平将会对子代产生更为显著的影响效果,代际健康流动性随时间推移还表现出不断上升的变化趋势。

(5) 父亲和母亲健康不仅对解释自身与子代健康的流动性具有显著的直接效应,而且能够互相解释对方与子代健康的关系,发挥出不容忽视的间接效应,其中母亲健康具有更强的解释能力。

(6) 代际福利秩回归系数在研究样本中的总体水平为 0.172,表明福利的代际流动性相对较高。

(二) 建议

第一,在宏观上,要坚持“人民生命健康至上”的价值理念,对健康中国战略给予足够的重视,将健康作为一个重要指标纳入到代际流动测算的框架,综合健康、教育、职业、收入等多个维度全方位测量中国当前代际流动的状况。

第二,在制度改革方面,进一步推进公共卫生服务均等化、织密扎牢社会保障网、健全分层分类的社会救助体系、加强基层医疗卫生服务体系建设,以此提升和保障不同收入阶层获得健康的能力和权力,并在改善健康水平的基础上缩小健康的地域差异和个体差异,实现农民基本健康权利保障事业与全面推进城乡居民医疗保障制度的彻底整合,加快城乡居民健康服务一体化。

第三,要持续健全医学科技创新体系、切实加强医学研究成果转化能力、广泛开展国际医药合作交流,最终实现我国医学科技整体水平的显著提升,为消除健康不平等现象、达成全民健康目标提供有力支撑和重要保障。

第四,要以“数字中国”赋能“健康中国”,着力实现数字化信息技术与卫生健康工作的深度融合,推动我国全民健康信息服务朝着体系化、集约化、精细化的方向快速发展,并构建起成熟完善的“互联网+医疗健康”服务模式,从而缓解低卫生资源地区居民的看病就医压力,为他们提供更加优质的健康服务,助力普惠健康目标早日完成。

第五,要加快完善生育支持政策体系,着力开展孕育教育宣传,切实加强对于母亲在生育期间的支持力度,提升母亲的健康水平和父母的育儿素养,尤其是要对农村地区、落后地区、低收入家庭等弱势群体实行政策倾斜,给予他们更多的扶持。

第六,要改善父母的育儿观念、提升父母的育儿知识水平,使得通过“榜样效应”,引导子女选择正确的健康行为,改善子女的健康水平,推动人口高质量发展。

参考文献:

[1]方迎风,周辰雨. 健康的长期减贫效应:基于中国新型农村合作医疗政策的评估[J]. 当代经济科学, 2020, 42(4):17-28.

[2]AIZER A, CURRIE J. The intergenerational transmission of inequality: maternal disadvantage and health at birth [J]. Science, 2014, 344(6186): 856-861.

- [3]方迎风, 邹薇. 能力投资、健康冲击与贫困脆弱性[J]. 经济学动态, 2013(7):36-50.
- [4]FRENCH E, JONES J B. Health, health insurance, and retirement: a survey [J]. Annual review of economics, 2017(9): 383-409.
- [5]CHETTY R, HENDREN N, KLINE P, et al. Where is the land of opportunity? the geography of intergenerational mobility in the United States [J]. Quarterly journal of economics, 2014, 129(4):1553-1623.
- [6]黄平, 李奇泽. 新自由主义对英美等国收入不平等的影响[J]. 中国社会科学, 2023(9): 144-166, 207-208.
- [7]尤亮, 马千淇. 收入不平等何以影响农民主观幸福感: 基于乡土逻辑变迁视角的分析[J]. 中国软科学, 2023(12): 208-218.
- [8]SIKHOVA A. Understanding the effect of parental education and financial resources on the intergenerational transmission of income [J]. Journal of labor economics, 2022, 41(3): 771- 811.
- [9]胡尊国, 刘婉婷, 彭新宇. 人口迁移与经济发展的空间分化: 基于人力资本积累视角[J]. 中国软科学, 2023(1): 105-113.
- [10]CURRIE J, MORETTI E. Biology as destiny? Short- and long-run determinants of inter- generational transmission of birth weight [J]. Journal of labor economics, 2007, 25(2): 231-264.
- [11]EAST C, MILLER S, PAGE M, et al. Multi-generational impacts of childhood access to the safety net: early life exposure to medicaid and the next generation's health [J]. American economic review, 2023, 113(1): 98-135.
- [12]VENKATARAMANI A S. The intergenerational transmission of height: evidence from rural Vietnam [J]. Health economics, 2011, 20(12): 1448-1467.
- [13]CLASSEN T J, THOMPSON O. Genes and the intergenerational transmission of BMI and obesity [J]. Economics & human biology, 2016(23): 121-133.
- [14]ESHAGHNIA S, HECKMAN J J. Intergenerational transmission of inequality: maternal endowments, investments, and birth outcomes [R]. Cambridge: NBER Working Paper, 2023: 31761.
- [15]FLETCHER J, JAJTNER K M. Multidimensional intergenerational mobility [J]. Social science & medicine, 2023(328): 115966.
- [16]MAYSTADT J F, MIGALI G. The transmission of health across 7 generations in China, 1789-1906 [J]. Journal of health economics, 2021(79):102493.
- [17]BLACK S E, DUZETT N, LLERAS-MUNEY A, et al. Intergenerational correlations in longevity [R]. Cambridge: NBER Working Paper, 2023: 31034.
- [18]THOMPSON O. Genetic mechanisms in the intergenerational transmission of health [J]. Journal of health economics, 2014(35): 132-146.
- [19]BENCSEK P, HALLIDAY T J, MAZUMDER B. The intergenerational transmission of mental and physical health in the United Kingdom [J]. Journal of health economics, 2023, 92:102805.
- [20]BJÖRKEGREN E, LINDAHL M, PALME M, et al. Pre- and post-birth components of inter- generational persistence in health and longevity: lessons from a large sample of adoptees [J]. Journal of human resources, 2022, 57(1): 112-142.
- [21]尚虎平, 黄六招. 农民基本健康权利保障体系建构与演进逻辑: “防大疫克常疾”实践经验探索[J]. 中国社会科学, 2022(6): 122-138 + 207.
- [22]高娟, 张书豪, 贾瑞燕. 企业管理效率提升能改善员工健康吗: 基于 CEES 调查数据的研究[J]. 中国软科学, 2023(8): 134-144.
- [23]于明哲, 黄乃静, 梁坤华. 互联网保险发展对农村居民健康的影响研究: 来自中国家庭追踪调查的微观证据[J]. 中国软科学, 2022(7):140-150.
- [24]封进, 吕思诺, 王贞. 医疗资源共享与患者就医选择: 对我国医疗联合体建设的政策评估[J]. 管理世界, 2022(10):144-157.
- [25]谢东虹, 朱志胜. 健康的代际传递[J]. 青年研究, 2020(6): 1-12.
- [26]李长安, 杨智姣, 薛畅. 健康代际传递与机制分析[J]. 中国人口科学, 2021(6): 68-80.
- [27]谈甜, 和红. 家庭健康循环视角下的健康代际传递研究: 基于 CHNS 2015 的实证分析[J]. 中国卫生政策研究, 2021, 14(1): 50-58.
- [28]朱铭来, 何敏. 中国家庭代际健康流动: 指标测度、经验证据与机理阐释[J]. 南开经济研究, 2023(9): 159-178.
- [29]HALLIDAY T, MAZUMDER B, WONG A. Intergenerational mobility in self-reported health status in the US [J]. Journal of public economics, 2021(193): 104307.
- [30]FINKELSTEIN A, HENDREN N, LUTTMER E F P. The value of medicaid: interpreting results from the oregon health insurance experiment [J]. Journal of political economy, 2019, 127(6): 2836-2874.
- [31]HAIDER S, SOLON G. Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings [J]. American economic review, 2006, 96(4): 1308-1320.
- [32]GELBACH J B. When do covariates matter? And which ones, and how much [J]. Journal of labor economics, 2016, 34(2): 509-543.

(本文责编: 辛 城)