

健康资本与居民社会经济地位感知

——基于 CGSS 2017 数据的实证分析

□ 徐旻霞, 郑路

摘要: 社会经济地位与健康不平等的关系是社会分层领域的重要话题。本研究对中国综合社会调查(CGSS) 2017年数据进行实证分析, 研究发现: 健康资本越低的居民, 主观阶层认同越低, 出现阶层认同向下流动的概率越大; 健康资本越低的居民, 产生阶层向下流动感知, 预期未来阶层会向下流动的概率越大。上述结果在使用工具变量法和倾向得分匹配法控制内生性后依然显著成立。中介效应表明, 健康资本会影响居民及其家庭的劳动力供给、收入和消费, 显著改变居民的家庭收支平衡和生活满意度, 进而影响居民的主观阶层认同。异质性分析显示, 健康资本对居民社会经济地位感知的影响在女性和45岁及以上的群体中更加突出。本研究从主观社会经济地位感知的视角揭示了健康资本对社会分层和社会流动的重要影响, 拓展了健康不平等的研究视野, 对健康中国的建设也有一定的政策启示。

关键词: 健康资本; 主观阶层认同; 阶层认同偏移; 阶层流动感知; 阶层流动预期

中图分类号: C913.3; D663

文献标识码: A

文章编号: 1671-7023(2023)06-0088-12

一、问题提出

健康是个体实现全面发展的必然要求, 也是推动中国经济社会进步的基础条件。随着中国工业化和城镇化的不断推进, 自然生态环境和居民生活方式都发生巨大变化; 同时, 人口老龄化进程也在加速, 给中国居民的整体健康水平带来多重挑战。《“健康中国 2030”规划纲要》明确指出, 要不断普及健康生活, 优化健康服务, 提高居民整体健康水平。

现有研究发现, 中国居民的健康不平等现象较为严重, 不同社会阶层群体的健康状况存在系统性差异^[1]。近年来, 大量的理论和实证研究对中国居民健康不平等的现状、产生原因和作用机制进行了深入探讨, 主要从居民的客观社会经济地位出发, 考察收入^[2]、教育水平、职业类型^[3], 以及这些特征导致的生活方式、健康素养^[4]、社会资本^[5]、环境污染规避程度^[6]、医疗资源和医疗服务可得性^[7]、社会养老保险和社会医疗保险参与度等方面的差异对居民健康状况的影响^[8]。在这一系列研究中, 居民的社会经济地位被视为导致健康不平等的“根本性因素”。还有研究关注互联网技术的快速发展带来的数字鸿沟以及生命历程视角下的早年不幸经历等其他因素的作用^{[9][10]}, 取得了丰硕的研究成果。

健康既是社会分层的结果, 同时也可能是影响社会分层与社会流动的动力因素。常言道: “身体是革命的本钱。”强壮的身体和健康的体魄是个体追求和获取社会地位的根本性支撑, 深刻影响着个体的生活机遇和地位获得能力, 也因此, 越来越多的研究将健康视为劳动者重要的人力资本之一, 称之为健康资本。健康资本是人力资本的载体, 也是其他各类人力资本存在的基础和发挥效能的前提^[11]。关于健康资本对个体客观社会阶层地位的影响, 健康选择论认为, 健康资本是人们在劳动迁移和社会流动过程中的重要筛选机制之一^[12], 健康投入是影响阶层流动和阶层再生产的关键因素, 健康状况越好的居民, 向上流动的机会更多, 进而能在社会分层体系中占据优势地位^[13]。值得注意的是, 社会阶层既是一种客观的分层结构, 也是一种主观的社会建构, 客观的社会分层体系并不代表形成了一致的群体认同和

作者简介: 徐旻霞, 西北工业大学公共政策与管理学院副教授; 郑路, 清华大学社会科学学院副教授

收稿日期: 2023-03-20

阶层意识,个体能够通过主观阶层认同发挥出对社会阶层的重构能力^[14]。因此,既有研究多从客观阶层地位和主观阶层认同这两个方面来综合考察个体的阶层位置和整体社会结构,并强调主观社会经济地位感知的重要性。但是,对于健康资本对个体主观社会经济地位感知的影响,既有研究却鲜有关注,那么,居民的健康资本是否也会影响其主观的社会经济地位感知?如何影响?这种影响在不同群体之间又会有何差异?

为尝试回答上述问题,本研究采用中国综合社会调查(CGSS)2017年数据,深入探索健康资本与中国居民的主观社会经济地位感知之间的关系。本研究从主观社会经济地位感知的视角考察健康资本对社会分层和社会流动的重要影响,有助于弥补现有文献的不足,同时也拓展了社会分层和健康不平等的研究视野。

二、理论基础与研究假设

(一) 健康资本的内涵与发展

健康是个体人力资本的重要组成元素。美国经济学家 Schultz 首次提出了人力资本的概念,包括劳动者的教育、技术水平、工作能力和健康状况等,他认为人力资本是促进国民经济增长的主要原因,教育投资、健康投资和技能培养等人力资本投资具有极高的回报率,在社会生产中具有重要作用^[15]。之后, Mushkin 正式提出将健康作为人力资本的组成部分,和教育一起并列构成人力资本的两个核心要素,并提出健康导致死亡、残疾与衰弱的 3D(Death, Disability, Debility) 框架^[16]。在前人研究的基础上, Grossman 正式提出了健康需求理论模型,他认为健康资本与知识、工作技能等其他人力资本不同,会随着时间的推移和个体年龄的增长而出现贬值和折旧,需要通过不断投资生产健康的要素(医疗卫生、生活环境等)来保持健康存量,减缓健康资本的流失速度^[17]。后续的大量研究基本沿着这一脉络,深入探讨了健康资本对于国家经济增长和个体收入分配的作用。在微观层面,从劳动供给、劳动生产率、储蓄投资和人口生育率等方面研究个体的健康资本对其经济产出和劳动报酬的直接效用^[18],在宏观层面,将人力资本要素纳入经济增长模型,估算健康资本对经济发展的作用^[19],同时不断优化健康资本存量和健康资本折旧率的理论模型^[20]。

值得注意的是,上述关于健康资本的研究主要集中在经济学领域。在“健康中国”的战略背景和人口老龄化的社会背景下,健康问题的重要性日益突显,健康对于个人发展和社会进步的影响也在逐渐增强,因此,对健康资本问题进行社会学的研究也具有重要性和必要性。本研究考察健康资本对居民主观社会经济地位感知的影响,也是对现有研究的补充和完善。

(二) 健康资本与主观阶层认同

主观阶层认同是指个体对自己在社会结构中所处位置的感知和判断。现有研究对中国居民的主观阶层认同进行了全面、深入的讨论,发现中国居民的客观阶层地位和主观阶层认同之间存在一定的偏差,包括向上偏移和向下偏移,并且向下偏移的趋势更强^[21]。阶层认同向下偏移是指居民的主观阶层认同低于其客观阶层地位,表现出个体参照相关的社会阶层群体进行比较之后产生的相对剥夺感,代表着居民对于自身社会阶层地位的不满足、负面评价和消极体验。居民的主观阶层认同既与居民现实中客观的社会经济地位(收入、教育水平和职业类型等)直接相关,也受到其他诸多社会经济因素的复杂影响,例如宏观层面的户籍制度、经济发展水平、贫富差距、社会保障水平、公共服务供给,以及微观层面居民的工作自主性、住房资产、互联网使用情况和社会资本等^[22]。此外,居民的社会态度如社会公平感、机会感和主观幸福感等也会对其主观阶层认同产生显著的影响^[21]。

但是,上述关于居民主观阶层认同的研究忽视了最基础、也是最根本的健康因素。一方面,现有研究表明,客观社会经济地位越高的城镇居民,健康水平越高,且这种健康优势具有累积效应,即长期处于社会优势阶层的群体会有更好的健康表现^[23]。换言之,健康能够综合体现个体长期的营养状况、饮食习惯、居住环境、医疗保健资源、经济水平、生活方式和社会交往,是个体的客观社会经济地位在身体素质层面的具象化^[1]。另一方面,健康是个体人力资本的基础和载体,代表着个体潜在的劳动力供给和

市场竞争能力。因此,健康所代表的象征性地位是居民的社会阶层与生活机会的外部符号,对塑造居民的阶层认同有重要影响,这种影响还会随着居民健康意识的提升而不断增强。居民的健康资本越高,主观阶层认同也会越高,而健康资本减弱时,即便客观条件符合了特定的阶层指标,居民也可能会低估自己的社会阶层。因此,本研究提出如下的假设:

假设 1.1 居民的健康资本越低,主观阶层认同越低。

假设 1.2 居民的健康资本越低,出现阶层认同向下偏移的概率越大。

健康资本通过客观机制和主观机制共同影响居民的主观阶层认同。客观层面,健康资本直接影响着居民及其家庭的经济条件和生活水平。家庭的经济条件包括收入和支出两个部分,从收入来看,在市场经济体制下,人力资本是决定个体资源获取和生活机遇的首要因素,而健康资本是人力资本的核心。健康资本关系到居民的劳动供给和劳动生产率,直接影响着居民的工作机会、职业选择和劳动报酬,与居民的职业发展和收入水平息息相关。高经济回报的职业往往伴随着高强度、高压力的工作,通常只有健康资本较高的个体才能胜任,而疾病的冲击会显著降低居民的劳动参与率、参与时间和参与强度^[24]。健康资本较低居民,进入劳动力市场的难度更大,局限更多,只能承担相对轻松、简单的工作,薪资收入也相应更低。张川川基于中国健康与营养调查(CHNS)2004年和2006年数据的实证分析就表明,健康状况恶化的居民难以进入劳动力市场,同时还需要家人的照顾和陪护,会显著降低其家庭的劳动供给和劳动收入^[25]。从支出来看,健康资本关系到居民的消费水平、消费结构和财富积累。首先,医疗支出是中国居民家庭支出的重要项目,在居民家庭的消费结构中占有重要地位,而由健康问题带来的医疗消费会增加家庭开支,消耗家庭财富。沈悦和余若涵的实证研究发现,健康状况恶化会显著加重家庭承受的医疗负担,特别是农村家庭和有负债的家庭^[26]。疾病是扩大中国居民家庭收入差距的重要因素^[27],家庭“因病致贫”和“因病返贫”的现象屡见不鲜,而随着家庭成员健康状况的改善,贫困的发生率会显著下降^[28]。其次,在既定的收入和消费水平下,医疗支出会挤压家庭其他类型的消费,降低家庭生活品质。李昊等人的研究就发现,老年父母的健康冲击会显著增加家庭的医疗支出,对家庭的教育支出产生明显的“挤出效应”^[29]。综上所述,劳动力供给、收入和财富的减少以及消费水平和消费结构的改变可能客观上降低居民的经济条件和生活品质,进而导致其阶层地位认同的弱化,使居民的主观阶层认同有更大的概率向下偏移。因此,本研究提出如下的研究假设:

假设 1.3 居民的健康资本越低,家庭经济生活水平越低,家庭经济条件在居民健康资本与主观阶层认同的关系中起部分中介作用。

主观层面,健康资本作用于居民的心理认知和生活态度。首先,健康资本较低居民,面临着生理和心理的双重压力,疾病本身会改变个体的情绪和心理状态,对居民的生活态度产生显著的负面影响。大量的心理学和幸福经济学的实证研究表明,健康资本与个体的主观幸福感有显著的正相关关系^[30],健康资本越高的居民,主观幸福感和生活满意度更高,而重大疾病会显著降低个体的主观幸福感和生活满意度,并且这种影响并不会随着时间的推移而消失^[31]。其次,健康资本较低居民,可能会在生活中遭遇更多的社会排斥、社会污名化以及各类生活机遇的不平等^[32]。王新建的研究发现,中国居民会对有疾病的社会成员表示出更强烈的社会排斥和社会污名化倾向,与他们保持更大的社会距离^[33]。这种社会排斥会恶化疾病患者的阶层体验,增强他们的相对剥夺感和不公平感^[34]。因此,健康资本越低的居民,整体的生活满意度越低,而较低的生活满意度会给居民的主观阶层体验和认同带来显著的负面影响,即便在同等的客观社会经济条件下,生活满意度低的居民也更容易低估自身的社会经济地位,出现阶层认同向下偏移的情况。因此,本研究进一步提出如下的研究假设:

假设 1.4 居民的健康资本越低,生活满意度越低,生活满意度在居民的健康资本与主观阶层认同的关系中起部分中介作用。

(三) 健康资本与阶层流动感知

居民的社会经济地位感知不但包括对其当下静态的社会经济地位的感知,而且包括对其过去和未来动态变化着的阶层流动情况的感知。阶层流动感知可以进一步分为对过去已经发生的阶层流动的感知和对未来可能会发生的阶层流动的预期;这种感知和预期又分别包括阶层保持不变、阶层向上流动和

阶层向下流动三类^[22]。

阶层流动感知综合反映居民对自身社会阶层流动情况的主观体验、信心和预期,健康资本不仅影响居民的主观阶层认同,也在塑造居民的阶层流动感知。

首先,如前所述,健康资本的流失可能会减少居民的工作机会和劳动报酬,降低居民的收入和消费水平,改变居民家庭的消费结构,消耗家庭储蓄,进而降低居民的客观经济条件和生活品质,同时在主观层面弱化居民的阶层体验,使居民感觉自己的社会阶层在向下流动。

其次,健康是影响个体社会地位获取的重要因素。研究表明,个体青少年时期的健康状况对其成年后的社会经济地位有显著影响,健康,特别是早期健康,是阶层再生产和阶层流动的重要渠道^[10]。社会经济地位低、健康资本低的居民更容易遭遇健康恶化,而健康水平降低会显著削弱个体的人力资本,在客观上限制个体的教育机会和职业发展前景^[35],降低个体在劳动力市场中的竞争力和社会地位获得能力,减少个体的阶层上升渠道,缩小个体的阶层上升空间^[10]。这种限制不仅影响过去已经发生的阶层流动,还会导致较长时期内的悲观预期,使居民产生未来社会阶层也会持续向下流动的消极想法。

最后,健康资本的流失会强化居民背景风险中的健康风险,而健康风险会显著影响居民的经济行动和社会态度。研究发现,健康风险会增加居民未来可能产生的医疗费用,降低居民对未来经济收入的预期,继而削弱居民的风险偏好,加强居民的预防性储蓄动机^[36]。健康是个体实现全面发展和获取社会地位的根本性支撑,个体的体能、精力和生命长短会直接影响其人力资本的投资效率和投资收益率。当健康风险提高时,居民对于未来的预期寿命、预期劳动时间和预期劳动收入都会下降,对自身社会阶层的流动状况也更能持悲观态度,预期未来社会阶层向下流动的概率会更大。综上所述,本研究提出如下的研究假设:

假设 2.1 居民的健康资本越低,产生阶层向下流动感知的概率越大。

假设 2.2 居民的健康资本越低,预期未来阶层向下流动的概率越大。

三、研究方法

(一)数据来源与样本筛选

本研究采用由中国人民大学中国调查与数据中心进行的中国综合社会调查(CGSS)2017年数据进行实证分析。中国综合社会调查全面地收集了我国各省(自治区、直辖市)居民家庭的政治、经济、文化、社会生活和社会态度等方面的信息,每两年进行一次,形成连续性、综合性的横截面数据,具有较强的代表性和权威性,被广泛地应用于科研、教学和政府决策之中。CGSS 2017共收集有效问卷12582份,本研究根据变量设置,剔除了关键信息缺失和不可用的2475个样本,最后有10107个信息完整的居民样本进入本研究的回归模型。

(二)变量测量

1.因变量。本研究的因变量(被解释变量)有如下四个。

(1)居民的主观阶层认同。根据CGSS 2017问卷中的问题:“综合来看,在目前这个社会上,您本人的社会经济地位属于(1为最底层,10为最顶层)?”,生成由1到10的连续变量,得分越高,说明居民的主观阶层认同越高,反之则越低。

(2)居民的阶层认同偏移。阶层认同偏移即主观阶层认同和客观阶层地位之差。主观阶层认同方面,将1、2编码为“1”(下层),3、4编码为“2”(中下层),5、6编码为“3”(中层),7、8编码为“4”(中上层),9、10编码为“5”(上层),构建主观阶层认同的五分类变量。客观阶层地位通过居民的收入来测量。首先,根据CGSS 2017数据计算所有样本居民的平均年收入,然后参考李强和王昊的做法^[37],将年收入低于平均年收入一半的居民编码为“1”(下层),将年收入大于等于平均年收入的一半、小于平均年收入的居民编码为“2”(中下层),将年收入大于等于平均年收入、小于平均年收入的三倍的居民编码为“3”(中层),将年收入大于等于平均年收入的三倍、小于平均年收入的六倍的居民编码为“4”(中上层),将年收入大于等于平均年收入的六倍的居民编码为“5”(上层),构建客观阶层地位的五分类变量,

然后,用居民的主观阶层认同评级分值减去其客观阶层地位,如果结果小于0,说明居民的主观阶层认同低于其客观阶层地位,存在阶层认同向下偏移的现象,编码为“1”(阶层认同下移),否则编码为“0”(阶层认同没有下移)。

(3)居民的阶层流动感知。根据CGSS 2017问卷中的问题:“综合看来,您10年前在社会哪个等级上?”和“目前在社会哪个等级上?”,用对目前阶层地位的评级分值减去对10年前阶层地位的评级分值,如果结果小于0,说明居民认为目前的阶层地位低于10年前的阶层地位,有阶层向下流动的感知,编码为“1”(有阶层向下流动感知),否则编码为“0”(没有阶层向下流动感知)。

(4)居民的阶层流动预期。根据CGSS 2017问卷中的问题:“综合看来,您目前在社会哪个等级上?”和“10年后将会在哪一个等级上?”,用对10年后阶层地位的评级分值减去对目前阶层地位的评级分值,如果结果小于0,说明居民预估10年后的阶层地位会低于目前的阶层地位,有阶层向下流动的预期,编码为“1”(有阶层向下流动预期),否则编码为“0”(没有阶层向下流动预期)。

2.自变量。本研究的自变量(解释变量)是居民的健康资本。

根据世界卫生组织的定义,健康是指生理、心理、精神道德和社会适应能力等多方面的完善状况,主要可分为身体健康和心理健康两部分。但是,相较于心理健康,身体健康对居民的教育、职业、劳动力供给、收入和消费等生活条件和生活机遇的影响更加直接和突出,现有研究在讨论健康资本与健康不平等的议题时,也主要聚焦身体健康维度。因此,本研究参考了这一做法,采用身体健康状况来测量居民的健康资本。在延伸讨论部分,本研究将进一步考察心理健康对居民社会经济地位感知的影响,作为补充和对核心假设的辅助验证。

根据CGSS 2017问卷中的问题“您觉得您目前的身体健康状况是?”,将选项“很不健康”“比较不健康”“一般”“比较健康”和“很健康”分别赋值1~5分,生成连续变量,得分越高,说明居民的健康资本越高,反之则越低。自评健康也是目前测量居民的健康状况和健康资本的比较通用和有效的指标。

3.中介变量。本研究的中介变量有如下两个。

(1)居民的家庭经济条件。家庭经济条件通过居民家庭的收支平衡情况来测量。相较于单一的收入或支出指标,家庭的收支平衡情况能够通过收入和支出的相对比较综合体现出家庭的实际经济条件和生活水平。本研究根据CGSS 2017问卷中的问题“想一下您家的所有收入,包括所有家庭成员的所有收入来源,您家保持收支平衡是困难还是容易?”,将选项“非常困难”“比较困难”“既不困难也不容易”“比较容易”和“非常容易”分别赋值1~5分,生成连续变量,得分越高说明家庭保持收支平衡越容易,经济条件越好。

(2)居民的生活满意度。根据CGSS 2017问卷中的问题“总的来说,您对自己现在整体生活状况的满意程度是?”,将选项“完全不满意”“非常不满意”“比较不满意”“无所谓满意不满意”“比较满意”“非常满意”和“完全满意”分别赋值1~7分,生成连续变量,得分越高说明居民的生活满意度越高。

4.控制变量。根据既有研究对居民社会经济地位感知的影响因素的分析结果,本研究设置了受访居民性别、年龄、年龄平方、教育水平、职业类型、政治面貌、婚姻状况、个人年收入、家庭年收入、房产、车辆、社会医疗保险、社会养老保险、所在地区、所在省份经济发展水平和城乡这16个控制变量。模型中各变量的部分描述性统计情况见表1。

四、研究结果

(一)描述性统计

表2展示了中国居民的整体健康状况以及不同健康水平的居民的群体特征。整体而言,中国居民的健康状况处于中等水平,约50%的居民报告“比较健康”和“很健康”,也有约20%的居民报告“比较不健康”和“很不健康”。居民的健康状况首先直接受到年龄的影响,越年轻的居民健康状况越好。此外,健康状况越好的居民,本科及以上学历的比例更高,平均年收入更高,家庭收支平衡情况更好,生活满意度也更高。

表1 各变量说明和描述性统计

变量属性	变量名称	平均值	变量说明与描述性统计
因变量	主观阶层认同	4.14	最大值=10,最小值=1,标准差=1.70
	阶层认同偏移	-	1=阶层认同下移(17.20%),0=阶层认同没有下移(82.80%)
	阶层流动感知	-	1=有阶层向下流动感知(10.66%),0=没有(89.34%)
	阶层流动预期	-	1=有阶层向下流动预期(6.77%),0=没有(93.23%)
自变量	健康资本	3.48	最大值=5,最小值=1,标准差=1.09
中介变量	家庭收支平衡	3.01	最大值=5,最小值=1,标准差=0.95
	生活满意度	4.87	最大值=7,最小值=1,标准差=1.05
控制变量	性别	-	1=男(48.02%),0=女(51.98%)
	年龄	51.23	最大值=103,最小值=18,标准差=16.32
	年龄平方	2891.38	最大值=10609,最小值=324,标准差=1694.40
	教育水平	9.11	受教育年限(年),最大值=19,最小值=0,标准差=4.77
	职业类型	-	1=无工作(40.85%),2=务农(19.08%),3=非农受雇(25.64%),4=个体自雇(13.48%),5=其他(0.95%)
	政治面貌	-	1=中共党员(11.80%),0=非中共党员(88.20%)
	婚姻状况	-	1=已婚(77.87%),0=未婚、离婚、丧偶(22.13%)
	个人年收入	8.15	个人年收入(元)剔除前0.5%和后0.5%的数值后,加0.1再取对数,最大值=13.12,最小值=-2.30,标准差=4.52
	家庭年收入	10.34	家庭年收入(元)剔除前0.5%和后0.5%的数值后,加0.1再取对数,最大值=13.82,最小值=-2.30,标准差=2.32
	房产	-	1=有房产(90.74%),0=没有房产(9.26%)
	车辆	-	1=有私家车(28.50%),0=没有私家车(71.50%)
	社会医疗保险	-	1=参加(92.63%),0=没有参加(7.37%)
	社会养老保险	-	1=参加(73.20%),0=没有参加(26.80%)
	所在地区	-	1=西部(23.56%),2=中部(27.81%),3=东部(48.63%)
	省份经济发展水平	3.41	所在省份2017年GDP(万亿),最大值=8.97,最小值=0.26,标准差=2.15
城乡	-	1=城镇(63.71%),0=乡村(36.29%)	

在健康资本与社会经济地位感知方面,自评“很不健康”的居民的主观阶层认同最低,为3.01,而自评“很健康”的居民的主观阶层认同最高,为4.57,超过所有居民主观阶层认同的平均值4.14。自评“很不健康”的居民中,19.91%的居民有阶层向下流动感知,12.36%的居民预期未来阶层会向下流动,而这两个比例在自评“很健康”的居民中分别为8.28%和4.71%。换言之,健康资本越低的居民,有阶层向下流动感知的比例越高,预期未来阶层向下流动的比例也越高。上述结果初步表明,健康资本与居民的家庭收支情况、生活满意度和社会经济地位感知之间存在一定的相关性。

表2 居民的健康资本及群体特征

健康资本	占比/(%)	年龄/岁	本科及以上学历/(%)	年收入/万	家庭收支平衡
很不健康	4.33	62.07	1.11	6.01	2.28
比较不健康	15.93	60.23	2.54	6.86	2.64
一般	25.86	54.12	7.37	8.25	2.97
比较健康	35.63	48.62	14.10	8.68	3.15
很健康	18.24	41.28	19.53	8.56	3.27
健康资本	主观阶层认同	阶层认同下移/(%)	向下流动感知/(%)	向下流动预期/(%)	生活满意度
很不健康	3.01	6.02	19.91	12.36	4.23
比较不健康	3.61	6.45	13.93	7.84	4.57
一般	3.95	13.77	11.44	8.41	4.78
比较健康	4.42	16.83	8.73	5.48	5.01
很健康	4.57	20.08	8.28	4.71	5.13

(二) 多元回归分析

表3 报告了健康资本与居民社会经济地位感知的回归分析结果。模型(1)首先考察自变量健康资本对居民主观阶层认同的影响,结果表明,健康资本对居民的主观阶层认同有显著的正向影响。在控制其他变量的情况下,健康资本越高的居民,主观阶层认同越高,越倾向于认为自己在社会阶层中处于较高的位置;反之,健康资本越低的居民,主观阶层认同越低,假设1.1 得到验证。由模型(2)的结果可知,健康资本越低的居民,出现阶层认同向下偏移的概率也越大,这一结果支持了假设1.2。模型(3)和模型(4)考察健康资本对居民阶层向下流动感知及预期的影响,结果显示,在控制其他变量的情况下,健康资本越高的居民,出现阶层向下流动感知和阶层向下流动预期的概率越小。换言之,居民的健康资本越低,产生阶层向下流动感知及预期未来社会阶层还会向下流动的概率越大,假设2.1 和假设2.2 得到验证。

(三) 内生性处理: 工具变量法

上述实证分析中可能存在互为因果的内生性问题。例如,吴青熹和陈云松的研究发现,主观阶层认同越高的群体,通常报告的自评身体健康状况也越好^[38],而这将导致估计结果的偏误。为解决这一问题,本研究使用居民每周进行30分钟以上且会出汗的体育锻炼活动的次数作为居民健康资本的工具变量。居民进行体育锻炼的次数与居

表3 健康资本与居民社会经济地位感知

变量名称	(1) 主观阶层认同	(2) 阶层认同下移	(3) 向下流动感知	(4) 向下流动预期
健康资本	0.273*** (0.016)	-0.227** (0.037)	-0.230*** (0.033)	-0.101** (0.041)
男性 ^①	-0.231*** (0.033)	0.442*** (0.069)	0.158* (0.068)	0.134 (0.085)
年龄	-0.027*** (0.006)	0.019 (0.014)	0.015 (0.013)	0.154*** (0.021)
年龄平方	0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001*** (0.000)
教育水平	0.042*** (0.005)	-0.023* (0.011)	0.032*** (0.010)	0.050*** (0.012)
务农 ^②	-0.133** (0.051)	-0.177 (0.164)	-0.216* (0.108)	0.003 (0.125)
非农受雇 ^②	-0.006 (0.052)	-0.066 (0.109)	-0.125 (0.108)	-0.120 (0.140)
个体自雇 ^②	-0.045 (0.058)	-0.163 (0.125)	-0.141 (0.124)	-0.048 (0.161)
其他工作 ^②	-0.224 (0.164)	0.281 (0.290)	-0.582 (0.430)	-0.282 (0.523)
中共党员 ^③	0.230*** (0.053)	-0.111 (0.095)	0.115 (0.104)	0.283* (0.118)
已婚 ^④	0.141*** (0.042)	-0.148 (0.089)	-0.314*** (0.082)	-0.082 (0.108)
个人年收入	0.077*** (0.008)	-0.086* (0.037)	-0.022 (0.015)	0.031 (0.022)
家庭年收入	0.009* (0.004)	1.961*** (0.070)	-0.012 (0.009)	-0.005 (0.012)
有房 ^⑤	0.311*** (0.055)	-0.610*** (0.106)	-0.118 (0.109)	0.263 (0.163)
有车 ^⑥	0.446*** (0.038)	-0.625*** (0.079)	-0.057 (0.083)	-0.023 (0.103)
有社会医疗保险 ^⑦	0.161* (0.064)	0.114 (0.150)	-0.238 (0.124)	-0.171 (0.167)
有社会养老保险 ^⑧	0.088* (0.040)	-0.031 (0.094)	-0.026 (0.084)	-0.012 (0.107)
中部地区 ^⑨	0.016 (0.045)	-0.212 (0.119)	0.360*** (0.097)	0.230* (0.116)
东部地区 ^⑨	-0.073 (0.048)	0.406*** (0.108)	0.332** (0.104)	0.168 (0.127)
经济发展水平	0.017* (0.008)	-0.017 (0.016)	-0.015 (0.017)	-0.074** (0.024)
城镇 ^⑩	0.080 (0.042)	-0.009 (0.106)	0.039 (0.088)	-0.117 (0.110)
样本数量	10107	10107	10107	10107
拟合优度	0.142	0.367	0.025	0.058

注:(1)中 $P < 0.1$, ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$; (2)中括号中为系数估计的标准误; (3)中①参照组为女性,②参照组为没有工作,③参照组为非中共党员,④参照组为其他(未婚、离婚或丧偶),⑤参照组为无房,⑥参照组为无车,⑦参照组为无社会医疗保险,⑧参照组为无社会养老保险,⑨参照组为西部地区,⑩参照组为农村。

民的身体素质和健康资本直接相关,不会对居民的主观阶层认同产生直接的影响,符合作为工具变量的基本条件。然后,本研究借助两阶段最小二乘模型(2SLS)和两阶段 Probit 模型重新进行估计健康资本对居民主观阶层认同情况的影响,回归结果如表 4 所示。

一阶段估计的 F 值均大于 10,说明本研究选择的工具变量不存在弱工具变量的问题。沃尔德检验的 P 值小于 0.01,说明自变量健康资本存在内生性。豪斯曼检验的 P 值也都小于 0.01,在 1%显著性水平下拒绝“健康资本变量是外生的”这一原假设,说明普通最小二乘回归的结果和工具变量回归的结果存在显著差异,使用工具变量法得到的估计结果更加准确。工具变量回归的结果表明,在修正了内生性偏误后,健康资本依然会对居民的主观阶层认同产生显著的正向影响,健康资本越高的居民,主观阶层认同越高,出现阶层认同下移的概率越小。上述结果说明本研究所得结论是较为可靠的。

(四) 倾向得分匹配

现有的回归结果还可能受到样本选择偏误的影响,不同居民拥有不同的健康资本的概率(倾向值)不同。例如,由于生活方式、社会资本和医疗资源等的差别,处于不同客观阶层位置的居民的健康状况本身就存在较大的差异。换言之,健康资本对居民主观阶层认同和阶层流动感知的影响可能一定程度上体现的是居民的客观阶层地位对其主观阶层认同和阶层流动感知的影响。为了解决这一问题,本研究采用倾向得分匹配的方法重新进行估计。

具体而言,就是将居民根据其健康状况分为健康(包括很健康和比较健康)和一般或不健康(包括一般、比较不健康和很不健康)两组,前者为对照组,后者为处理组。在处理组和对对照组之间,将既可能影响居民的健康资本,也可能影响居民的社会经济地位感知的协变量(即本文回归模型中设置的所有控制变量)匹配一致,使得这些协变量在处理组和对对照组之间不存在显著差异。在此情况下,通过处理组与对照组在主观阶层认同和阶层流动感知中的差别来考察健康资本与居民的社会经济地位感知之间的因果关系。

倾向得分匹配可以通过多种方法来实现,本研究采用最为通用和常见的最近邻匹配、核匹配和半径匹配三种方法进行处理,以更好地检验上述回归结果的稳健性。匹配后的结果显示,各个混淆变量的标准化偏差都降到

表 4 工具变量回归:健康资本与居民的主观阶层认同

变量名称	(1)	(2)
	主观阶层认同 IV-Reg	阶层认同下移 IV-Probit
健康资本	1.704*** (0.234)	-0.599** (0.212)
控制变量(同表 3)	YES	YES
样本数量	9510	9510
一阶段估计 F 值	147.53	139.62
沃尔德检验	-	5.22**
豪斯曼检验	110.86***	171.06***

注:(1)中 * $P < 0.1$, ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$; (2)中括号内为系数估计的标准误。

表 5 倾向得分匹配:健康资本与居民社会经济地位感知

		主观阶层认同			
	健康	一般或不健康	平均处理效应	标准误	T 值
最近邻匹配	4.471	3.983	-0.488	0.053	-9.14***
核匹配	健康	一般或不健康	平均处理效应	标准误	T 值
	4.471	3.980	-0.491	0.042	-11.78***
半径匹配	健康	一般或不健康	平均处理效应	标准误	T 值
	4.471	3.984	0.487	0.042	11.59***
		阶层认同下移			
	健康	一般或不健康	平均处理效应	标准误	T 值
最近邻匹配	0.199	0.255	0.056	0.012	4.44***
核匹配	健康	一般或不健康	平均处理效应	标准误	T 值
	0.199	0.252	0.053	0.009	5.80***
半径匹配	健康	一般或不健康	平均处理效应	标准误	T 值
	0.199	0.252	0.053	0.009	5.82***
		向下流动感知			
	健康	一般或不健康	平均处理效应	标准误	T 值
最近邻匹配	0.086	0.118	0.032	0.010	3.18***
核匹配	健康	一般或不健康	平均处理效应	标准误	T 值
	0.086	0.127	0.041	0.008	5.17***
半径匹配	健康	一般或不健康	平均处理效应	标准误	T 值
	0.086	0.127	0.042	0.008	5.19***
		向下流动预期			
	健康	一般或不健康	平均处理效应	标准误	T 值
最近邻匹配	0.052	0.068	0.016	0.008	1.86*
核匹配	健康	一般或不健康	平均处理效应	标准误	T 值
	0.052	0.068	0.016	0.007	2.45**
半径匹配	健康	一般或不健康	平均处理效应	标准误	T 值
	0.052	0.067	0.015	0.007	2.23**

注: * $P < 0.1$, ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$ 。

10%以下,并且大多数混淆变量的均值在控制组和对照组之间不再有显著性差异,说明匹配后的样本通过了平衡性检验,样本选择偏误问题得到了有效控制。倾向得分匹配的结果如表5所示,健康状况为一般或不健康的居民,主观阶层认同显著低于健康的居民,产生阶层认同下移、阶层向下流动感知和阶层向下流动预期的概率又显著大于健康的居民。这一结果再次支持了假设1.1、假设1.2、假设2.1和假设2.2。

(五) 稳健性检验

本研究采用三种方法来检验上述结果的稳健性。

第一,改变自变量的测量方式。本文用于测量居民健康资本的指标是居民的自评身体健康状况,带有一定的主观性。所以,本研究改用客观上居民过去一年的住院次数来测量其健康资本。住院次数越多,说明居民的健康状况越差,健康资本越低,反之,住院次数越少,说明居民的健康状况越好,健康资本越高。本研究采用新的变量重复前面的回归步骤,结果显示,健康资本越低的居民,主观阶层认同显著更低,出现阶层认同下移和阶层向下流动感知的概率也显著更大,与前面的回归结果是一致的。

第二,改变因变量的测量方式。首先,改变客观阶层地位的测量。本研究根据居民的职业计算了居民的“标准国际职业社会经济地位指数(ISEI)”,这一指数采用国际标准化职业分类体系,并综合考虑了居民的教育和收入,能够较为全面地反映居民的社会经济地位,具有国际权威性和代表性。在此基础上,参考李强和王昊的做法^[37],将ISEI指数为30及以下的居民编码为“1”(下层),将ISEI指数为31~40的居民编码为“2”(中下层),将ISEI指数为41~66的居民编码为“3”(中层),将ISEI指数为67~80的居民编码为“4”(中上层),将ISEI指数为81及以下的居民编码为“5”(上层),构建新的客观阶层分类变量,并据此生成新的阶层认同偏移变量,重复前面的回归步骤。结果显示,健康资本越低的居民,出现阶层认同下移的概率越大,与前面的回归结果是一致的。其次,改变主观阶层认同的测量。本研究通过CGSS 2017问卷中的问题“综合来看,在目前这个社会上,您本人的社会经济地位属于?”,测量居民的主观阶层认同,将答案“下层”“中下层”“中层”“中上层”和“上层”分别赋值1分到5分,生成连续变量,得分越高,说明居民的主观阶层认同越高。同时,也根据新的主观阶层认同变量生成新的阶层认同偏移变量。在此基础上,本研究采用新变量重复前面的回归步骤,结果显示,健康资本越低的居民,主观阶层认同依然显著更低,出现阶层认同下移的概率依然显著更大。

第三,由于客观阶层地位处于最下层的居民不会产生阶层认同下移,所以,本研究剔除了客观阶层地位为下层的5121个居民样本,使用剩余的4986个居民样本重新考察健康资本对居民阶层认同偏移的影响。结果显示,健康资本越低的居民,出现阶层认同下移的概率依然显著更大,与文中分析所得的结果是一致的。

综上所述,本研究所得结果具有稳健性,是比较可靠的。

(六) 机制分析:中介效应检验

本研究进一步使用Sobel检验、KHB分解和Bootstrap方法考察健康资本对居民主观阶层认同的影响机制,包括客观层面的家庭收支平衡和主观层面的生活满意度两个机制,结果如表6所示。Sobel检验结果显示,家庭收支平衡和生活满意度对因变量的中介效应的 P 值均小于0.01,说明中介作用是显著存在的。KHB分解结果同样显示,居民的健康资本对其主观阶层认同和阶层认同下移的影响分别有28.51%和36.7%可以通过家庭的收支平衡情况来解释,有16.78%和26.26%可以通过居民的生活满意度来解释,中介效应显著,且对总效应的贡献度较高。Bootstrap方法的检验结果也显示,家庭收支平衡和生活满意度对主观阶层认同和阶层认同偏移的中介效应的95%置信区间都不包括0,并且 P 值小于0.05,说明存在间接作用,中介效应的说法成立。

综上所述,较低的健康资本会在客观层面破坏家庭的收支平衡,降低家庭的经济生活水平,主观层面削弱居民的生活满意度,进而对居民的主观阶层认同产生显著的负面影响,假设1.3和假设1.4得到了验证。

表6 家庭收支平衡和生活满意度的中介效应

	主观阶层认同		阶层认同下移		主观阶层认同		阶层认同下移	
家庭收支平衡	Sobel-Goodman Mediation Tests				生活满意度			
Sobel	0.082***		-0.005***		Sobel	0.049***		-0.004***
Goodman-1 (Aroian)	0.082***		-0.005***		Goodman-1 (Aroian)	0.049***		-0.004***
Goodman-2	0.082***		-0.005***		Goodman-2	0.049***		-0.004***
	KHB Decomposition				KHB Decomposition			
总效应	0.291***		-0.285***		总效应	0.290***		-0.249***
中介效应	0.083***		-0.105***		中介效应	0.049***		-0.065***
贡献率	28.51%		36.7%		贡献率	16.78%		26.26%
	Bootstrap Results - 2000reps				Bootstrap Results - 2000reps			
_bs_1 95%置信区间(P)	[0.064, 0.103]		[-0.007, -0.002]		_bs_1 95%置信区间(P)	[0.035, 0.065]		[-0.006, -0.002]
_bs_1 95%置信区间(BC)	[0.064, 0.102]		[-0.007, -0.001]		_bs_1 95%置信区间(BC)	[0.034, 0.064]		[-0.006, -0.002]
_bs_1 P-value	0.000		0.003		_bs_1 P-value	0.000		0.002

注: * $P < 0.1$, ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$ 。

(七) 异质性分析与进一步讨论

健康资本对居民社会经济地位感知的影响在不同群体中可能存在一定的差异。因此,本研究进行了分性别、年龄和教育水平的异质性检验^①。结果显示,就不同性别群体而言,健康资本对男性和女性的主观阶层认同都有显著的正向影响。本研究继续使用基于似无相关模型的检验方法(SUEST)检验分组回归后的组间系数差异,结果显示,健康资本与居民主观阶层认同的回归系数在男性样本和女性样本之间有显著的差异($P < 0.1$),健康资本对女性主观阶层认同的影响显著高于男性。在不同年龄群体之间,健康资本对45岁以下和45岁及以上的居民的主观阶层认同都有显著的正向影响,并且对45岁及以上的居民的影响显著更大($P < 0.05$)。从教育水平来看,健康资本对本科以下学历和本科及以上学历的居民的主观阶层认同都有显著的正向影响,且这种影响没有显著的组间差异。上述结果也说明,健康资本对居民社会经济地位感知的影响是普遍的,本研究所得的结果具有较强的稳健性。

最后,本研究进一步考察了居民的心理健康与其社会经济地位感知之间的关系^②。根据CGSS 2017问卷中的问题“在过去的四周中,您感到心情抑郁或沮丧的频繁程度是?”,将选项“总是”“经常”“有时”“很少”和“从不”分别赋值1分到5分,生成连续变量,得分越高,说明居民的抑郁、沮丧情绪越少,心理健康状况越好。然后,本研究将心理健康作为自变量(最大值=5,最小值=1,平均值=3.80),重复了前面的回归步骤。结果显示,心理健康对居民的社会经济地位感知也有显著的正向影响,心理健康状况越好的居民,主观阶层认同显著更高,产生阶层认同下移、阶层向下流动感知阶层向下流动预期的概率显著更小,与正文中身体健康状况对居民社会经济地位感知的影响是一致的。这一结果也再次支持了本研究的核心假设,验证了健康资本对居民社会经济地位感知的重要影响。

五、结论与讨论

健康既是社会不平等的结果,也是影响社会分层和社会流动的重要因素。本研究采用CGSS 2017数据考察健康资本对居民社会经济地位感知的影响及其作用机制,发现健康资本越低、健康状况越差的居民,主观阶层认同显著更低,阶层认同向下偏移的概率显著更大。机制分析表明,家庭收支平衡和生活满意度对健康资本和居民主观阶层认同的关系起部分中介作用,健康资本会影响居民及其家庭的劳动力供给、收入和消费,显著改变居民的家庭收支平衡和生活满意度,进而影响其主观阶层认同。此外,健康资本越低的居民,产生阶层向下流动感知和阶层向下流动预期的概率也显著更大。异质性检验显示,健康资本对居民社会经济地位感知的影响在女性和45岁及以上的中老年群体中更加突出。

理论层面,第一,区别于现有研究在经济学范畴内对健康资本带来的经济增长效益的关注,本研究考察健康资本对居民的社会经济地位感知的作用,揭示了健康资本的社会性影响;第二,区别于现有研究从客观阶层地位出发对居民健康不平等的产生原因和机制的讨论,本研究从主观社会经济地位感知的角度揭示了居民的健康资本对社会分层和社会流动的反向影响。一方面,健康作为个体长期的社会

①② 篇幅所限,相关回归结果表格不做展示,感兴趣的读者可向作者索取。

经济地位和生活方式在身体素质层面的具象化,是居民的社会阶层与生活机会的象征性符号,塑造着居民的主观阶层认同和阶层流动感知;另一方面,健康资本作为个体人力资本的重要组成部分和效能发挥的前提,直接关系到个体的工作机会和职业发展,与个体的收入、消费水平、消费结构和财富积累密切相关,深刻影响着个体的市场竞争能力和地位获得能力。在“健康中国”的战略背景和人口老龄化的社会背景下,健康资本对中国居民的重要性日益增强,与经济资本、社会资本和文化资本等其他类型资本一样,对个体发展、社会进步和社会结构变迁有着深远的影响。本研究所得结论弥补了现有研究文献的不足,也在一定程度上拓展了社会分层和健康不平等的研究视野。

实践层面,本研究所得结果有一定的政策启示。健康是个体追求社会地位、实现全面发展的根本性支撑,也是个体主观幸福感、获得感和安全感的基础,没有全民健康,就没有全民小康。中国的《“十四五”全民健康规划》指出,要全面推进健康中国建设,加快实施健康中国行动。中国应当不断深化医疗体系改革,推动医疗资源分布的均衡化,提高社会各个阶层群体的医疗服务和医疗资源可得性,同时加强医疗保障体系建设,降低医疗费用,促进医疗公平。此外,还要不断培养居民的健康意识,倡导和推广健康的生活方式,提升居民的健康素养,提高全民健康水平,从而为居民的幸福和社会的高质量发展奠定健康根基。

最后,由于数据限制,本研究也存在一些不足之处。其一,本研究采用自评健康作为居民健康资本的测量方式,可能存在一定的偏差,本研究在稳健性检验部分采用客观层面的住院次数进行了一定的修正和完善,后续研究或许可以借鉴专业的医学量表和医学指标,结合居民的心理健康状况,对居民的健康资本进行更加科学和全面的测量;其二,本研究使用的数据是横截面数据,无法进行动态面板数据分析,追踪居民的健康资本和社会经济地位感知的变化情况,可能会影响到因果关系的识别精度。这些都有待未来的研究进一步探索完善。

参考文献:

- [1]王甫勤.社会经济地位、生活方式与健康不平等[J].社会,2012(2):125-143.
- [2]周彬,齐亚强.收入不平等与个体健康——基于2005年中国综合社会调查的实证分析[J].社会,2012(5):130-150.
- [3]梁童心,齐亚强,叶华.职业是如何影响健康的?——基于2012年中国劳动力动态调查的实证研究[J].社会学研究,2019(4):193-217+246.
- [4]郭未,鲁佳莹,刘林平.流动时代的健康中国:社会经济地位、健康素养与健康结果[J].人口学刊,2022(2):1-18.
- [5]裴晓梅,王浩伟,罗昊.社会资本与晚年健康——老年人健康不平等的实证研究[J].广西民族大学学报(哲学社会科学版),2014(1):17-24.
- [6]祁毓,卢洪友.污染、健康与不平等——跨越“环境健康贫困”陷阱[J].管理世界,2015(9):32-51.
- [7]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(2):60-69.
- [8]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.
- [9]冉晓醒,胡宏伟.城乡差异、数字鸿沟与老年健康不平等[J].人口学刊,2022(3):46-58.
- [10]石智雷,吴志明.早年不幸对健康不平等的长远影响:生命历程与双重累积劣势[J].社会学研究,2018(3):166-192+245.
- [11]邓力源,唐代盛,陈思.健康资本对我国中老年人劳动参与影响研究[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2019(2):113-128.
- [12]王甫勤.社会流动有助于降低健康不平等吗? [J].社会学研究,2011(2):78-101+244.
- [13]Haas S A.Health selection and the process of social stratification:the effect of childhood health on socioeconomic attainment [J].Journal of health and social behavior,2006,47(4):339-354.
- [14]卢福营,张兆曙.客观地位分层与主观地位认同[J].中国人口科学,2006(3):38-43+95.
- [15]Schultz T.Investment in human capital[J].The American economic review,1961,51(1):1-17.
- [16]Mushkin S J.Health as an investment[J].Journal of political economy,1962,70(5,Part 2):129-157.
- [17]Grossman M.On the concept of health capital and the demand for health[J].Journal of political economy,1972,80(2):223-255.
- [18]高文书.健康人力资本投资、身高与工资报酬——对12城市住户调查数据的实证研究[J].中国人口科学,2009(3):76-85+112.

- [19] 杨建芳, 龚六堂, 张庆华. 人力资本形成及其对经济增长的影响——一个包含教育和健康投入的内生增长模型及其检验[J]. 管理世界, 2006(5): 10-18+34+171.
- [20] 郝枫, 张圆, 李晓红. 中国健康资本内生折旧率估算及成因分析[J]. 人口与发展, 2020(2): 36-48.
- [21] 韩钰, 仇立平. 中国城市居民阶层地位认同偏移研究[J]. 社会发展研究, 2015(1): 1-17+243.
- [22] 陈云松, 范晓光. 阶层自我定位、收入不平等和主观流动感知(2003—2013)[J]. 中国社会科学, 2016(12): 109-126+206-207.
- [23] Heraclides A, Brunner E. Social mobility and social accumulation across the life course in relation to adult overweight and obesity: the Whitehall II study[J]. Journal of epidemiology & community health, 2010, 64(8): 714-719.
- [24] 杨志海, 麦尔旦·吐尔孙, 王雅鹏. 健康冲击对农村中老年人农业劳动供给的影响——基于 CHARLS 数据的实证分析[J]. 中国农村观察, 2015(3): 24-37.
- [25] 张川川. 健康变化对劳动供给和收入影响的实证分析[J]. 经济评论, 2011(4): 79-88.
- [26] 沈悦, 余若涵. 健康状况影响家庭风险金融投资参与了吗? ——传导机制检验及异质性探索[J]. 中央财经大学学报, 2021(8): 26-39.
- [27] 曾国安, 杨佩鸿. 灾难性医疗支出对中国居民家庭之间收入差距的影响——基于 CFPS 调查数据的研究[J]. 江汉论坛, 2018(5): 25-33.
- [28] 刘生龙, 李军. 健康、劳动参与及中国农村老年贫困[J]. 中国农村经济, 2012(1): 56-68.
- [29] 李昊, 张昭, 杨晓维. 老年人健康冲击是否挤出家庭教育支出? ——基于医疗支出的中介效应检验[J]. 教育与经济, 2019(6): 46-56.
- [30] 亓寿伟, 周少甫. 收入、健康与医疗保险对老年人幸福感的影响[J]. 公共管理学报, 2010(1): 100-107+127.
- [31] Oswald A J, Powdthavee N. Does happiness adapt? A longitudinal study of disability with implications for economists and Judges[J]. Journal of public economics, 2008, 92(5/6): 1061-1077.
- [32] 郭金华. 与疾病相关的污名——以中国的精神疾病和艾滋病污名为例[J]. 学术月刊, 2015(7): 105-115.
- [33] 汪新建. 心理疾病的社会排斥及其对医患关系的影响——基于中国综合社会调查数据的分析[J]. 南京师大学报(社会科学版), 2019(1): 64-75.
- [34] 张嘉茗, 刘足云, 朱银圣, 等. 情感平衡在长寿老人健康状况与生活满意度之间的中介效应: 结构方程模型的应用[J]. 复旦学报(医学版), 2016(1): 16-21.
- [35] 廖宇航. 健康风险冲击对劳动参与的影响——一个反事实的因果分析[J]. 人口与经济, 2019(4): 30-46.
- [36] 吴卫星, 荣苹果, 徐芊. 健康与家庭资产选择[J]. 经济研究, 2011(S1): 43-54.
- [37] 李强, 王昊. 我国中产阶层的规模、结构问题与发展对策[J]. 社会, 2017(3): 163-179.
- [38] 吴青熹, 陈云松. 主观阶层如何影响自评健康——基于八年全国调查数据的研究[J]. 南京社会科学, 2015(7): 60-68.

Health Capital and Residents' Perception of Social Status: Empirical Analysis Based on CGSS 2017

XU Min-xia, *Northwestern Polytechnical University*

ZHENG Lu, *Tsinghua University*

Abstract: Socioeconomic status and health inequality are important topics in the field of social stratification. Through empirical analysis of CGSS 2017 dataset, this study finds that residents with lower health capital have lower subjective class identity, and the probability of a downward bias in class identification is higher. For residents with lower health capital, the probability of having the perception of downward mobility over the past and in the future are both higher. The above results are still significantly established after controlling endogeneity using the instrumental variable method and propensity score matching method. The mediation effect test shows that health capital will affect the labor supply, income and consumption of residents and their families, significantly change residents' household balance of payments and life satisfaction, and then affect their perception of socioeconomic status. Heterogeneity analysis shows that the influence of health capital on residents' subjective social status is more prominent among women and people aged 45 and above. This study reveals the important impacts of health capital on social stratification and social mobility from the perspective of subjective class identity, expands the research horizon of social stratification and health inequality, and has certain policy implications for the construction of healthy China.

Key words: health capital; subjective class identity; identity bias; subjective class mobility; class mobility expectations

责任编辑 王婷婷