

向上社会流动预期提升自评健康吗？

——基于 CGSS 的实证分析

邱士娟 陈卫民*

内容提要 向上社会流动预期和自评健康皆是人们美好生活需要的重要组成部分。本文使用中国综合社会调查数据分析了向上社会流动预期与自评健康的关系，发现向上社会流动预期对自评健康具有显著的正向作用，而且对低收入、低学历群体的影响更为显著。向上社会流动预期能够削弱机会不均等对自评健康的负向作用，进一步证明了社会流动预期对自评健康的保护作用。向上社会流动预期能够通过幸福感、心理认同和社会信任，影响人们的自评健康。政策制定需重点关注底层群体的流动意愿，在落实好公平政策的同时，实施积极的预期管理，引导人们形成乐观的社会流动预期，从而推进健康中国建设并促进社会发展。

关键词 向上社会流动预期 自评健康 幸福感 社会信任

一 引言

新型冠状病毒感染疫情不仅使人们的健康遭到前所未有的威胁，还使人们的精神状况和社会适应能力受到影响。世界卫生组织发表的数据表明，仅在大流行的第一年，全球焦虑症和抑郁症的发病率增加了 25% 以上（WHO，2022）。新冠疫情在危害人们自身精神健康的同时，还从经济信心、消费行为、人际关系、社会心态等方面扰乱了

* 邱士娟，天津商业大学经济学院，电子邮箱：270739960@qq.com；陈卫民，南开大学经济学院，电子邮箱：wmchen@nankai.edu.cn。本研究得到国家社会科学基金项目“我国人口老龄化对经济发展影响的阶段性特征研究”（批准号：22BRK012）的资助。

人们的日常生活乃至社会的正常运行。在当前社会背景下，没有一个人是孤岛。有证据显示，疫情带来的不确定性和经济压力使社会经济地位较低、社会联系少的弱势群体受影响较大，主要表现为幸福感和自评健康较差，这进一步证明新冠疫情成为人们精神健康与否的独特社会决定因素（Green et al., 2022; Samuel et al., 2022）。后疫情时代，“健康且长寿的生活”成为人们追求美好生活的主要目标之一。

比起病毒，内心的恐慌和焦虑带来的影响更可怕，甚至影响了社会的稳定发展。新冠疫情加剧了各行各业的“内卷”，人们普遍表现出对未来的消极预期或信心不足，缺乏接续奋斗的精神。“内卷”传递出人们对自身社会经济地位的焦虑，而“躺平”或“佛系”的社会心态折射出人们逐渐产生精神懈怠，长期如此容易挫伤人们的自信心（覃鑫渊、代玉启，2022）。此外，消极预期或信心不足还会降低人们的社会公平认知，使人们越发不能容忍机会不平等和收入差距扩大（穆怀忠、范洪敏，2015；郑畅、孙浩，2016）。因此，后疫情时代，社会公共政策的制定需着力营造稳定向好的社会环境，破除妨碍社会流动的体制机制弊端，使人人都有通过辛勤劳动实现自身发展的机会，缓解因“内卷”带来的社会经济地位焦虑及消极懈怠情绪，重振人们追求美好生活的信心，引导人们形成乐观的社会流动预期。

后疫情时代，人们自评健康更值得关注。目前，自评健康是社会综合调查和社会科学研究中应用较为广泛的健康指标，该指标涵盖了身体、精神和社会适应多方面因素，具有较好的信度与效度（齐亚强，2014）。自评健康对个人行为、心理状况等方面具有较强的预测能力，甚至对个人生活的影响比一些客观健康指标更显著（Idler & Benyamini, 1997; Murray & Chen, 1992）。注重自评健康的改善不仅有助于进一步推进健康中国建设，还能丰富“健康中国”的内涵和健康行动计划的内容。学界关于自评健康影响因素的研究多侧重于生理状况、人口特征、社会经济地位（教育、职业、收入等）、健康生活方式、社会融入等方面（Wu et al., 2013; 郑莉、曾旭辉，2016; Waldron et al., 1996; 杨静逸等，2021; Liu et al., 2020; Lee et al., 2008），这些影响因素皆是基于个人当前和过去的特征或客观事实探讨自评健康问题。除上述影响因素外，我们似乎忽略了在当前社会环境下乐观积极的预期对自评健康的重要性。

近年来，党和政府多次阐述“中国梦”和“人民美好生活需要”，这有助于稳定整体社会心态，引导人们形成乐观积极的社会流动预期。社会流动预期或社会经济地位预期关系到个人对美好生活的向往，也是个人“中国梦”最朴素的表达形式，具体可以表现为预期收入提高、预期职业地位提升或者预期生活条件改善等方面。社会流动预期是个体基于自身的实际条件和现实社会环境所形成的积极或消极的心理预期。

近年来，关于社会流动预期的研究成为热点，学界开始关注社会流动预期对微观个体的影响，包括青年群体社会流动预期现状研究，以及社会流动预期与个体幸福感、生育意愿之间的关系及作用机制研究（吴炜，2016；李磊、刘斌，2012；陈卫民、李晓晴，2021）。但是鲜有文献从社会流动预期角度探讨自评健康问题。因此，在当前大环境下，以社会流动预期为切入点，考察社会流动预期与自评健康的关系及其影响路径，不仅会为推进健康中国建设带来新的思路，还能进一步丰富社会流动预期在微观层面的相关研究。

本文将在既有文献的基础上，以中国综合社会调查（CGSS）样本为考察对象，考察社会流动预期和社会经济地位预期（收入预期、资产预期、工作条件预期、职位预期）对自评健康的影响。本研究的边际贡献有两个：一方面，社会流动预期和社会经济地位预期（收入预期、资产预期等）均能够显著提升个人自评健康水平，而且社会流动预期能够减轻机会不平等对自评健康的负向影响。影响机制研究发现，社会流动预期能够通过幸福感、主观认同和社会信任间接影响自评健康。另一方面，本文还延伸了预期在微观层面上的研究，向上的社会流动预期对个人自评健康具有积极作用，这一发现对政府实施积极的预期管理具有一定启示意义。本文接下来的安排如下：第二部分是理论分析与研究假设；第三部分是研究设计；第四部分是实证检验；第五部分是结论与启示。

二 理论分析与研究假设

（一）社会流动预期影响健康的理论分析

社会流动预期是社会流动的一种体现，社会流动预期能够反映个人未来的社会流动状况（郑杭生、邵占鹏，2014）。在以往文献中，社会流动的划分有三种维度：方向维度、距离维度和时间维度。从社会流动方向划分可以分为水平流动、向下流动和向上流动。从流动距离上划分，社会流动又可以分为短距离流动和长距离流动。从时间维度划分主要有代际社会流动和代内社会流动。一般而言，以上三种不同维度的社会流动并不是彼此孤立的，而是相互交织在一起。而社会流动预期是个人对未来社会阶层变化作出的预期，不仅对个人未来的社会流动具有指向作用，而且对社会进步具有重要作用（欧阳英，2005）。把当前的社会流动状况与未来的社会流动性联系起来，能够更加全面系统地研究社会流动问题。

从社会流动角度探究健康问题的理论研究较丰富。社会流动预期对个人效用（或

福利)的影响存在“隧道效应”^①,当个人预期自己将会向上流动时,那么会提升个人的效用(或福利)水平;而当个人预期自己将会向下流动时,那么也会降低个人效用(或福利)水平(Hirschman, 1973)。国外已有研究显示,当亚裔移民感知自己的社会阶层向下流动时,健康自评为差的概率增加(Alcántara et al., 2014)。根据该理论可知,个人的效用(或福利)不仅取决于已拥有的资源条件,还取决于个人对未来状况的预期,所以向上的社会流动预期可能增进个人的自评健康。

此外,文化适应理论也可以用来解释社会流动预期对自评健康的影响。文化适应理论一开始用于解释迁移对移民健康的影响,后来学者将该理论应用到社会流动对健康的影响研究中。根据该理论,社会流动对健康的影响主要取决于个人能否融入新的阶层环境,社会融合程度越低,健康状况越差(Blau, 1956)。不同方向的社会流动存在明显的融入程度差异,因此导致健康结果也不同。当个人产生向上的社会流动预期时,他们更乐于或更有动机去接受新社会阶层的生活方式,建立与新阶层相适应的价值观,并构建自己的社会关系(Daenekindt, 2017),由此提高社会融入程度,进而增进健康。向下的社会流动对健康的影响则会产生“失宠效应”(Newman, 1988)。当个人产生向下的社会流动预期时,会感到失落或者挫败,内心也会抵触向下的文化适应过程,降低了社会融入程度,不利于健康。而对向下流动的个体而言,维持原社会阶层的生活方式和社交关系的成本较高,价值失范也会导致心理压力增加,进而影响健康。

与社会流动预期相关联的一个重要概念就是机会均等。常言道,不患寡而患不均。Becker & Tomes (1979)认为,人力资本投资不仅受到家庭背景、个人能力等因素影响,还与“机会”或“运气”等外部因素紧密相关。可见,机会也是影响一个人能否成功跨越阶层的重要因素。与社会阶层较低的群体相比,阶层较高的群体拥有更广的社会资源、更多的发展机会和更雄厚的家庭背景,底层群体只有努力奋斗去实现阶层跃迁。对于家庭背景条件较差的人来说,机会越不平等,他们对于向上的社会流动预期越强烈(陈晓东、张卫东, 2018)。低社会阶层的群体渴望通过社会流动,增进自身的资源和机会,改善生活水平。该群体不仅具有较为强烈的向上的社会流动意愿,还

① Hirschman (1973) 曾经举例说,假设我行驶在两车道中遇到了交通堵塞,此时左右两边的车都不能动了。当我发现右边车道的车辆向前移动时,尽管我自己所处的车道还处于拥堵状态,但我会感到快乐与兴奋,因为产生将摆脱拥堵的乐观预期。后来,社会学研究中引用“隧道效应”解释社会流动预期对微观个体效用或福利的影响。

对自身社会阶层的变化较为敏感，一旦产生了向上的社会流动预期，对于其健康的正向作用可能会较为明显。而社会不流动或固化意味着严重的机会缺失，会导致持续的不平等和低社会地位，机会不均等的累积效应对经济社会发展的影响更严重（江求川等，2014）。为了实现社会福利目标，政府和社会应该尽可能地为不同阶层群体提供流动机会，通过各种社会政策工具扩大激励，提高个人的社会流动性。

关于机会不均等与健康之间的关系，部分研究发现了收入不平等影响健康的证据，收入不平等扩大会在很大程度上损害人们的健康（李实、杨穗，2011；苏钟萍、张应良，2021）。而现代社会结构比过去更为开放，流动渠道也变得更为丰富，整体社会流动性比过去提高了许多。社会流动性的增强，能够使低收入阶层或低社会经济地位群体通过个人努力奋斗提高自身收入水平和社会阶层。Benabou & Ok（2001）提出了“向上流动性预期假说”，向上的社会流动预期会提高人们对社会不平等的容忍程度，削弱机会不均等带来的负面影响。按照该逻辑，虽然机会不均等对健康产生不利影响，但是向上社会流动预期或社会经济地位提升预期的存在，对个人而言是一种重要激励，可能在一定程度上抑制机会不平等对健康的负向影响。因此，本文也需要厘清机会不均等、社会流动预期与自评健康之间的关系，进一步证实社会流动预期的健康效应。

（二）研究假设

根据理论分析可知，当个人预期社会阶层下降时，未来将要面临生活物质条件的下降以及社会阶层下降带来的精神压力，所以向下的社会流动预期对个人自评健康具有负向影响，相反，向上的社会流动预期对自评健康具有正向作用。不同阶层之间的资源和机会不同，可能会导致社会流动预期对不同阶层人群自评健康的影响也存在差异，一般低阶层群体更渴望通过向上流动提升社会阶层，所以社会流动预期对该群体的健康增进效应可能更显著。社会流动预期和机会不均等都是影响个人健康的重要解释变量。根据已有研究可知，机会不平等会对个人自评健康产生不利影响，而社会流动预期的存在可能影响两者之间的关系。社会流动预期越是乐观，越会降低机会不平等对自评健康的负向影响，即社会流动预期在机会不均等与健康之间具有一定的调节作用。据此本文作出如下假设：

H1：向上的社会流动预期对居民自评健康具有正向作用，而且对不同阶层群体健康的影响存在差异。

H2：机会不均等与居民自评健康显著负相关，当个体产生向上的社会流动预期时，会削弱机会不平等对自评健康的负向影响。

通常个人会将社会阶层的提升视为一种成功，根据隧道效应理论，当个人产生向

上的社会流动预期时会提升个人的生活幸福感，对生活的态度和评价就会比较积极（岳经纶、张虎平，2018）。根据失宠理论可知，当个人预期未来社会阶层将要下降时，对待生活事物的态度就会变得消极，产生低落、消沉的情绪，精神上将会承受较大的压力，那么生活幸福感就会下降。相关研究表明，幸福感的提升会对个人健康产生提振作用（朱晨、杨晔，2017；Diener & Chan，2011）。因而，向上的社会流动预期能够通过幸福感的提升增进人的自评健康，且生活幸福感在社会流动预期与自评健康之间具有中介作用。根据以上分析，提出假设：

H3：当个人产生向上的社会流动预期时会提高生活幸福感，而生活幸福感的提高会提升个人的自评健康。

根据文化适应理论可知，当个人产生向上的社会流动预期时，会更乐于改变自己的生活方式，更加注重健康管理，以更好实现向上的社会流动。根据失宠效应，当个人产生向下的社会流动预期时，将会导致社会失范或迷失的负面心理，进而导致个人疏于健康管理，甚至选择一些非健康的生活方式，例如酗酒、暴饮暴食等，使健康状况变差。因而，向上的社会流动预期能够通过健康管理增进自评健康，且健康管理在社会流动预期与自评健康之间起到中介作用。根据以上分析，提出假设：

H4：当个人产生向上的社会流动预期时会加强健康管理，选择健康的生活方式，进而提高个人的自评健康水平。

根据文化适应理论可知，当个人产生向上的社会流动预期时，会促使其构建新的社会关系，加强与新阶层之间的联系，以便更好更快地融入新阶层环境，社会融入程度的增加有利于提升自评健康。当个人产生向下的社会流动预期时，个人会抵制向下流动的文化适应过程，甚至会主动疏远一定的社会关系并减少社会参与，社会融入程度的降低将不利于健康。根据已有文献，社会融入的测度主要可以分为两类：一是客观的社区参与，社区参与率越高代表社会融入程度越好；二是主观的心理认同，心理认同体现了个人在环境中的归属感和价值判断（王震，2015）。因而，乐观的社会流动预期能够通过社会融入程度的提高增进自评健康，且社会融入程度在社会流动预期与自评健康之间起到中介作用。基于以上分析，提出假设：

H5：当个人产生向上的社会流动预期时会提高社会融入程度，而社会融入程度的提升会增进个人的自评健康。

三 研究设计

（一）数据来源

本文应用中国综合社会调查（CGSS）数据进行考察分析。2015年CGSS数据中含有丰富的影响社会流动预期的相关信息，本文以2015年CGSS数据为主进行实证检验。另外，2006年CGSS数据中含有收入预期、资产预期、工作条件预期、职业地位预期等社会经济地位预期指标，本文也使用了2006年CGSS数据进行稳健性检验。对2015年CGSS数据进行整理，删除缺失值和异常值，保留年龄在18~60岁的样本，保留样本5415个。

（二）变量说明

本文因变量是自评健康指标。在2015年CGSS问卷中，有关于自评健康相关的问题“您目前的身体健康状况如何”，我们对回答“非常健康”“很健康”“比较健康”的赋值为1，代表健康状况良好；对回答“一般”“不健康”的赋值为0，代表健康状况较差。

社会流动预期指标。其中，2015年CGSS询问的是“您目前所处的社会阶层”和“您认为10年后您所处的社会阶层”，用10年后社会阶层与当前社会阶层数值相减，得到社会流动预期变量取值为 $[-9, 9]$ 。相减后数值大于零赋值为1，代表向上的社会流动预期；相减后数值小于等于零赋值为0，代表社会流动预期向下或不变。

机会不均等感知指数。在2015年的CGSS问卷中有关于收入机会、升学机会和地位上升机会的问题：“您对这些说法的同意程度怎么样？1. 现在有的人挣的钱多，有的人挣的少，但这是公平的（ OP_1 ）；2. 只要孩子够聪明够努力，都能有同样的升学机会（ OP_2 ）；3. 在这个社会，工人和农民的后代与其他人的后代一样，都有同样多的机会成为有钱、有地位的人（ OP_3 ）”。回答“非常同意”=1、“比较同意”=2、“说不上同意不同意”=3、“比较不同意”=4、“非常不同意”=5，分值越高代表机会不平等感知越强。借鉴何立新和潘春阳（2011）的做法构造机会不均等感知指数，公式为 $OP = (OP_1 + OP_2 + OP_3 - 3) / 12$ ，取值范围是 $[0, 1]$ ，值越大代表机会不均等程度越严重。

本文还选取了年龄、性别等个体特征变量，以及其他社会经济地位、幸福感、身体质量指数（BMI）、体育锻炼、社会融入等方面的控制变量。具体设置如下：年龄范围是18至60岁；男性=1，女性=0；已婚赋值为1，未婚、离异、丧偶赋值为0；受教育程度按受教育年限设置，从未上过学、文盲或半文盲赋值为0，小学赋值为6，初中赋值为9，高中、技校、中专和职高赋值为12，大专赋值为15，本科赋值为16，硕士赋值为19，博士赋值为22，其中受教育年限超过12年的视为高学历，受教育年限不

足 12 年为低学历；非农户口赋值为 1，农业户口赋值为 0；收入是个人年收入取对数，收入 10 万以上视为高收入群体；居住在中西部赋值为 0，东部赋值为 1；生活幸福感，对问题“总的来说，您认为您的生活是否幸福？”，回答“比较幸福”“非常幸福”赋值为 1，代表幸福，“非常不幸福”“比较不幸福”“说不上幸福与否”赋值为 0，代表不幸福；健康管理根据体育锻炼频率定义，对问题“过去一年，您是否经常在空闲时间参加体育锻炼”，回答“从不”“一年数次或更少”赋值为 0，代表健康管理比较差，回答“每天”“一周数次”“一月数次”赋值为 1，代表健康管理较好；BMI 利用身高和体重数据计算，其中 $BMI < 18.5$ 或 $BMI > 24$ 赋值为 0，代表身体质量指数不正常， $18.5 \leq BMI \leq 24$ 时赋值为 1，代表身体质量指数正常。

社会融入分为社会参与、心理认同和社会信任。社区参与，对问题“上次居委会选举或村委会选举，您是否参加了投票”，回答“是”赋值为 1，代表有社区参与，回答“否”“没有投票资格”赋值为 0，代表没有社区参与；心理认同，对问题“根据您的印象您对一些重要事情所持的观点和看法与社会大众一致的时候有多少”，回答“比较多”“非常多”赋值为 1，代表心理认同；回答“一般”“比较少”“非常少”赋值为 0，代表心理不认同；社会信任，对问题“总的来说，您同不同意在这个社会上，绝大多数人都是可以信任的”，回答“非常不同意”“比较不同意”“说不上同意不同意”赋值为 0，代表社会信任度低，回答“比较同意”“非常同意”赋值为 1，代表社会信任度高。

（三）变量描述性统计

表 1 是变量的描述性统计。自评健康为“好”的样本约 70%。超过 62% 的样本具有向上的社会流动预期，约 38% 的受访者预期未来阶层不变或向下流动，多数人对自身未来的发展比较自信、乐观。进一步细分向上的社会流动预期，32% 的受访者表示未来社会阶层仅会上升 1 层，18% 的受访者表示未来社会阶层会上升 2 层，10.8% 的受访者表示未来社会阶层上升不会超过 4 层，可见人们的社会流动预期还较为理性。样本中男女比例约 1:1，非农户籍比例为 44%，而且地区分布比例较为合理。可见，本文选取的样本具有较好的代表性。

表 1 变量的描述性统计

变量	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
自评健康	1 健康, 0 不健康	0.694	0.461	0	1

续表

变量	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
社会流动预期	1 向上社会流动预期, 0 向下社会流动预期	0.627	0.484	0	1
机会不均等指数	取值范围 [0, 1]	0.354	0.198	0	1
性别	1 男性, 0 女性	0.512	0.500	0	1
年龄	连续变量	42.796	11.046	18	60
婚姻	1 已婚, 0 未婚、离异等	0.818	0.386	0	1
收入	连续变量	9.979	1.148	4.610	16.120
户籍	1 非农户籍, 0 农业户籍	0.439	0.496	0	1
受教育程度	连续变量	9.863	4.239	0	19
区域	1 东部, 0 中西部	0.400	0.490	0	1
生活幸福感	1 幸福, 0 不幸福	0.775	0.418	0	1
体育锻炼	1 经常锻炼, 0 不经常锻炼	0.613	0.487	0	1
BMI	1 身体指数正常, 0 偏重或偏轻	0.604	0.489	0	1
社区参与	1 参与, 0 不参与	0.469	0.499	0	1
心理认同	1 认同, 0 不认同	0.595	0.491	0	1
社会信任	1 信任, 0 不信任	0.627	0.484	0	1

资料来源：根据 2015 年 CGSS 数据计算得到。

表 2 为按照人口社会因素划分的社会流动预期与自评健康得分表。可以看出，不论按照何种指标划分，预期向上流动者的自评健康高于预期向下流动者。不论预期流动方向如何，男性的自评健康高于女性；非农户籍群体的自评健康高于农业户籍群体；年龄段在 18~35 岁、35~45 岁群体的自评健康高于 45~60 岁群体；高学历群体的自评健康高于低学历群体；高收入群体的自评健康高于中低收入群体；东部地区群体的自评健康高于中西部地区群体。

表 2 社会流动预期与自评健康

	向上的社会流动预期	向下的社会流动预期
男性	0.762	0.665
女性	0.689	0.610
农业户籍	0.704	0.611
非农户籍	0.759	0.666
18~35 岁	0.857	0.827
35~45 岁	0.736	0.706
45~60 岁	0.611	0.561

续表

	向上的社会流动预期	向下的社会流动预期
高学历	0.856	0.761
低学历	0.689	0.610
高收入	0.817	0.766
中低收入	0.708	0.613
中西部	0.709	0.609
东部	0.754	0.677

资料来源：根据 2015 年 CGSS 数据计算得到。

(四) 计量分析模型

参照以往文献中对流动预期的研究方法，本研究拟采用 Probit 模型分析社会流动预期对自评健康的影响，具体的模型设定如下：

$$Health_i = \delta_0 + \delta_1 * MobE_i + X_i \delta_2 + \varepsilon_i$$

其中， $Health_i$ 代表第 i 个人的自评健康； $MobE_i$ 代表第 i 个人的社会流动预期； X_i 代表控制变量，包括人口特征变量、社会经济地位、幸福感、BMI、体育锻炼、社会融入等； ε_i 代表随机干扰项。 δ_0 、 δ_1 、 δ_2 分别代表常数项、核心解释变量系数、控制变量系数。

四 实证结果分析

(一) 社会流动预期对自评健康的影响

表 3 报告了社会流动预期对自评健康的影响，结果显示社会流动预期对个人自评健康具有显著的正向作用。具体来看，模型 1 结果显示社会流动预期与自评健康显著正相关，且在 1% 的水平上显著。模型 2 在模型 1 的基础上加入控制变量，在控制这些变量后社会流动预期对自评健康的影响减弱，但依然在 10% 的水平上显著。为了验证社会流动预期能否削弱机会不均等对自评健康的影响，模型 3 和模型 4 加入了机会不均等及其与社会流动预期的交叉项，其他控制变量与模型 2 一样。由模型 3 的回归结果可知，机会不均等感知指数的扩大会显著降低自评健康，验证了机会不均等对自评健康具有负向影响。模型 4 进一步引入了社会流动预期及其与机会不均等感知指数的交互项，交互项的系数为正，说明当人们产生向上的社会流动预期时，会缓解机会不均等对自评健康的负面影响，假设 H2 得以验证。

其他控制变量方面，人口特征、社会经济特征、幸福感、健康生活方式等对个人自评健康具有显著影响。具体来看，男性的自评健康为好的可能性显著高于女性；随着年龄的上升，自评健康变差的可能性提升；受教育程度的提高对自评健康具有显著的正向作用；收入水平的提高也会显著提高人们的自评健康；婚姻、户籍、区域特征对自评健康的影响不显著。生活幸福感能够显著提高个人的自评健康水平，证实了幸福感的健康效应。健康管理的回归结果显示，经常参与体育锻炼能够显著提升个人的自评健康水平，体重水平正常（ $18.5 \leq \text{BMI} \leq 24$ ）与自评健康显著正相关，该结果与以往研究一致。社会融入的回归结果显示，客观的社区参与行为对个人自评健康的影响不显著，这与以往研究结果存在差异。而社会信任与自评健康显著正相关，对社会大众的信任度越高越有安全感，能够提升个人自评健康。心理认同与自评健康显著正相关，这说明当自己的观点和看法与社会大众一致时，能够提升自我认同和归属感，有利于提升健康自评水平。

表3 社会流动预期和机会不均等对自评健康的影响

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
社会流动预期	0.249 *** (0.036)	0.073 * (0.039)		0.076 * (0.040)
机会不均等指数			-0.192 * (0.099)	-0.175 * (0.099)
社会流动预期* 机会不均等指数				0.633 *** (0.198)
男性		0.128 *** (0.0391)	0.124 *** (0.0394)	0.122 *** (0.039)
年龄		-0.028 *** (0.002)	-0.028 *** (0.002)	-0.027 *** (0.002)
已婚		0.087 (0.053)	0.087 (0.054)	0.086 (0.054)
收入		0.119 *** (0.020)	0.118 *** (0.020)	0.119 *** (0.020)
受教育程度		0.022 *** (0.006)	0.024 *** (0.006)	0.025 *** (0.006)
非农户籍		-0.063 (0.048)	-0.073 (0.048)	-0.065 (0.048)
东部		-0.025 (0.042)	-0.019 (0.043)	-0.021 (0.043)

续表

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
生活幸福感		0.478 *** (0.045)	0.474 *** (0.045)	0.468 *** (0.045)
体育锻炼		0.069 * (0.041)	0.068 (0.042)	0.064 (0.042)
BMI		0.101 *** (0.038)	0.097 ** (0.038)	0.101 *** (0.038)
社区参与		-0.030 (0.039)	-0.036 (0.039)	-0.033 (0.039)
心理认同		0.190 *** (0.038)	0.188 *** (0.039)	0.184 *** (0.039)
社会信任		0.144 *** (0.039)	0.145 *** (0.040)	0.142 *** (0.040)
截距	0.354 *** (0.028)	-0.447 ** (0.218)	-0.313 (0.217)	-0.410 * (0.222)
观测值	5415	5415	5350	5350

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著；括号内是标准误。

资料来源：根据 2015 年 CGSS 数据计算得到。

(二) 内生性和稳健性

本文模型可能存在的内生性问题，即样本个体可能会依据自己的健康状况预期未来的社会流动状况。因此为了克服自选择产生的内生性问题，本文采用倾向性得分匹配 (PSM) 方法代替基础回归 Probit 模型，能够有效解决选择性偏误，该方法在其他健康研究中也多有采用。该方法进行反事实估计，将得分相近的实验组与处理组进行近邻匹配，得到平均处理效应。表 4 中模型 1 是近邻匹配后的回归结果，显示社会流动预期的回归系数显著为正，与上文的结论一致。

本文通过更换估计方法和更换核心解释变量进行稳健性检验。表 4 中模型 2 使用 Logit 模型进行估计，从回归结果可以看出社会流动预期与自评健康正相关。表 4 中模型 3 至模型 6 用社会经济地位预期替代社会流动预期，进行稳健性检验。2006 年 CGSS 问卷中含丰富的社会经济地位预期指标，包括收入预期、资产预期、职位预期以及工作条件预期。受访者被询问“您认为，三年后您本人以下几个方面发生什么状况？”“收入状况”“资产状况”“职位变化”“工作条件”是“将会上升”“差不多”还是“将会下降”，将回答“将会上升”赋值为 1，代表向上的预期，回答“差不多”“将会下降”赋值为 0，代表预期向下或不变。2006 年 CGSS 调查了个人对健康状况的满意程

度，没有自评健康的调查信息。我们根据回答设置二值变量，将回答“非常满意”“比较满意”赋值为1，代表健康，将回答“不满意”“非常不满意”赋值为0，代表不健康。表4模型3到模型6分别列示了收入预期、资产预期、职位预期以及工作条件预期对健康满意度的Probit估计结果。实证结果表明，乐观的收入预期、资产预期、职位预期和工作条件预期均对个人的健康满意度具有显著的正向作用，且在1%的水平上显著。回归结果与前文分析基本一致，主要结果具有稳健性。

表4 内生性和稳健性检验

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
社会流动预期	0.089* (0.052)	0.125* (0.066)				
收入预期			0.144*** (0.034)			
资产预期				0.132*** (0.036)		
职位预期					0.118** (0.047)	
工作条件预期						0.155*** (0.042)
控制变量	是	是	是	是	是	是
截距	-0.746** (0.326)	-0.800** (0.368)	1.158*** (0.102)	1.210*** (0.104)	1.253*** (0.107)	1.177*** (0.106)
观测值	2805	5415	4832	4734	4242	4455

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著；括号内为标准误；控制变量为性别、年龄、婚姻、户籍、收入、区域、受教育程度。

资料来源：根据2015年和2006年CGSS数据计算得到。

（三）异质性分析

本文根据学历高低、收入高低将样本分为两组，见表5。按照受教育程度分组回归的结果表明，社会流动预期对低学历群体（大专学历以下）的自评健康具有正向影响，且在10%的水平上显著，而对高学历群体（大专学历及以上）自评健康的影响系数为正，但是统计上并不显著。按照收入分为高收入和低收入两组后回归，结果表明社会流动预期对低收入群体有显著影响，对高收入群体的影响不显著。一般而言，低学历、低收入群体的社会流动意愿更强，更愿意通过努力奋斗实现阶层跨越，而且他们对于社会经济地位的变化更为敏感，当预期未来社会经济地位上升时，自评健康的增进效应会更显著。通过以上分析，假设H1得以验证。

表 5 分组回归结果

	受教育程度分组		收入分组	
	高学历群体	低学历群体	低收入阶层	高收入阶层
社会流动预期	0.069 (0.067)	0.086* (0.050)	0.082* (0.043)	0.016 (0.106)
控制变量	是	是	是	是
截距	0.827* (0.443)	-1.084*** (0.291)	0.592*** (0.138)	0.848** (0.377)
观测值	2234	3116	4520	895

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著；括号内是标准误；控制变量与表 3 一致。
资料来源：根据 2015 年 CGSS 数据计算得到。

(四) 中介作用

由理论部分可知，社会流动预期可能会通过生活幸福感、健康管理和社会融入，间接影响个人自评健康，即生活幸福感、健康管理和社会融入起到中介传导作用。由表 3 模型 2 回归结果可知，生活幸福感、体育锻炼、BMI、社会融入能够显著影响自评健康，接下来仅需要检验社会流动预期对中介变量的影响，见表 6 所示，模型均采用 Probit 回归。

生活幸福感模型中社会流动预期的估计系数符号为正，且在 1% 的水平上显著，这证明向上的社会流动预期能够使人们看待生活的态度变得乐观积极，从而提升生活幸福感。这一发现与现有关于社会流动预期与幸福感的研究结论一致。社会流动预期能够通过生活幸福感影响自评健康，假设 H3 得以验证。

BMI 模型和体育锻炼模型中，社会流动预期的估计系数均为负，且不显著，这说明社会流动预期与个人的健康管理不存在相关性。有研究表明生活方式受到社会地位束缚，主要与原社会阶层环境有关（王甫勤，2017；于浩，2003），所以社会流动预期不会改变个人的生活方式。故社会流动预期不能通过健康管理影响个人自评健康，健康管理的中介作用不显著，假设 H4 未得到验证。

社会融入分为客观的社会参与和主观的心理认同两部分。表 6 中，社区参与受影响的系数显著为负，当个人产生向上的社会流动预期时会降低个人客观的社会参与率，而表 3 模型 2 回归结果表明，社区参与对个人自评健康的影响不显著，所以社区参与的中介作用不存在。心理认同和社会信任模型中社会流动预期的估计系数均为正，且在 5% 的水平上显著。这说明当个人产生向上的社会流动预期时能够提高其心理认同和社会信任程度，有利于个人更好地融于社会生活。综上可知，社会流动预期能够通过心理认同和社会信任提升自评健康，假设 H5 部分得到验证。

表 6 幸福感和社会融入的中介作用

	生活幸福感	健康管理		社会融入		
		BMI	体育锻炼	社区参与	心理认同	社会信任
社会流动预期	0.175 *** (0.041)	-0.003 (0.037)	-0.037 (0.039)	-0.115 *** (0.037)	0.095 ** (0.037)	0.092 ** (0.037)
控制变量	是	是	是	是	是	是
截距项	-0.910 *** (0.216)	0.690 *** (0.196)	-1.291 *** (0.209)	-0.510 ** (0.200)	-0.382 ** (0.195)	-0.336 * (0.197)
观测值	5415	5415	5415	5415	5415	5415

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著；控制变量为性别、年龄、婚姻、户籍、收入、区域、受教育程度。

资料来源：根据 2015 年 CGSS 数据计算得到。

五 结论和启示

本文以社会流动预期为切入点，探究社会流动预期对自评健康的影响及作用机制，从理论和实证两个方面验证了向上的社会流动预期对个人自评健康具有正向作用，低学历、低收入群体自评健康受到的影响更为显著。社会流动预期还能够缓解机会不均等对健康的负面影响，进一步证实了社会流动预期对健康的保护作用。机制分析发现，社会流动预期可通过生活幸福感和社会融入间接影响自评健康。这一发现丰富了健康人力资本积累的相关内容，提供了自评健康影响因素研究的新视角，具有一定的理论意义。除此之外，本文还使用不同时点数据进行稳健性检验，进一步证明了乐观的收入预期、资产预期、工作条件预期和职位预期对健康满意度具有显著的正向作用。本文还通过倾向性得分匹配方法，解决了样本自选择带来的内生性问题。

基于本文的研究结论，主要有三点启示。首先，为提升全民健康水平，政府应重视社会流动预期的作用。公共政策制定需要关注乐观预期群体的美好生活向往，这是个人“中国梦”最为朴素的表达形式。社会流动和社会经济地位乐观预期对人们的自评健康具有正向影响，这一发现在理论上丰富了“健康中国”的内涵和健康行动计划的内容，有助于进一步推进健康中国建设。其次，公共政策还应针对不同预期群体体现层次性和差异性。对于乐观预期群体要着力构建完善的社会流动机制，促进该群体的社会性流动；对于消极预期群体，要促进机会和资源的均等分配，营造良好的社会

环境,引导人们形成对未来美好生活的积极预期。要使每个阶层群体都有通过努力实现预期目标的路径和机会,激励劳动者通过奋斗实现对未来美好生活的向往。最后,政府还需进行积极稳定的预期管理,引导人们形成积极的社会经济预期,不断提升人们的获得感、幸福感、安全感。政府应着力保持经济长期向好的发展趋势,稳住人们对社会经济和个人发展的信心,不仅能够坚定人们走向共同富裕的决心,还能够提高全民健康水平。

参考文献:

- 陈卫民、李晓晴 (2021),《阶层认同和社会流动预期对生育意愿的影响——兼论低生育率陷阱的形成机制》,《南开学报(哲学社会科学版)》第 2 期,第 18-30 页。
- 陈晓东、张卫东 (2018),《机会不平等与社会流动预期研究——基于 CGSS 数据的经验分析》,《财经研究》第 5 期,第 48-60 页。
- 何立新、潘春阳 (2011),《破解中国的“Easterlin 悖论”:收入差距、机会不均与居民幸福感》,《管理世界》第 8 期,第 11-22 页。
- 江求川、任洁、张克中 (2014),《中国城市居民机会不平等研究》,《世界经济》第 4 期,第 111-138 页。
- 李磊、刘斌 (2012),《预期对我国城镇居民主观幸福感的影响》,《南开经济研究》第 4 期,第 53-67 页。
- 李实、杨穗 (2011),《养老金收入与收入不平等对老年人健康的影响》,《中国人口科学》第 3 期,第 26-33 页。
- 穆怀中、范洪敏 (2015),《收入不平等认可影响机制:社会结构地位与流动性预期》,《广东财经大学学报》第 1 期,第 12-22 页。
- 欧阳英 (2005),《预期追寻与社会进步关系的当代分析》,《现代哲学》第 3 期,第 50-57 页。
- 齐亚强 (2014),《自评一般健康的信度和效度分析》,《社会》第 6 期,第 196-215 页。
- 覃鑫渊、代玉启 (2022),《“内卷”“佛系”到“躺平”——从社会心态变迁看青年奋斗精神培育》,《中国青年研究》第 2 期,第 5-13 页。
- 苏钟萍、张应良 (2021),《收入不平等对农村居民健康的影响——基于相对剥夺的微观

- 观视角验证》，《农业技术经济》第3期，第132-144页。
- 王甫勤（2017），《地位束缚与生活方式转型——中国各社会阶层健康生活方式潜在类别研究》，《社会学研究》第6期，第117-140页。
- 王震（2015），《农民工城市社会融入的测度及影响因素——兼与城镇流动人口的比较》，《劳动经济研究》第2期，第41-61页。
- 吴炜（2016），《青年群体的社会流动预期研究》，《南通大学学报（社会科学版）》第2期，第132-139页。
- 杨静逸、姚建森、邱亨嘉（2021），《社会经济地位与老年人身心健康：兼论社会交往的中介效应》，《卫生经济研究》第3期，第12-15页。
- 于浩（2003），《社会阶层与健康生活方式关系研究的回顾与前瞻》，《南京社会科学》第5期，第68-72页。
- 岳经纶、张虎平（2018），《收入不平等感知、预期与幸福感——基于2017年广东省福利态度调查数据的实证研究》，《公共行政评论》第3期，第100-119页。
- 郑畅、孙浩（2016），《收入、社会地位流动预期与民众社会公平认知——采用CGSS（2010、2013）数据的实证检验》，《西部论坛》第5期，第100-108页。
- 郑杭生、邵占鹏（2014），《舆论焦点掩盖下的中国阶层流动现实》，《人民论坛》第2期，第8-11页。
- 郑莉、曾旭辉（2016），《社会分层与健康不平等的性别差异基于生命历程的纵向分析》，《社会》第6期，第209-237页。
- 朱晨、杨晔（2017），《农村老年人幸福感的健康效应——基于“千村调查”的数据》，《农业技术经济》第12期，第76-87页。
- Alcántara, Carmela, Chih-Nan Chen & Margarita Alegría (2014). Do Post-migration Perceptions of Social Mobility Matter for Latino Immigrant Health? *Social Science & Medicine*, 101, 94-106.
- Becker, Gary & Nigel Tomes (1979). An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. *Journal of Political Economy*, 87 (6), 1153-1189.
- Benabou, Roland & Efe Ok (2001). Social Mobility and the Demand for Redistribution: The POUM Hypothesis. *The Quarterly Journal of Economics*, 116 (2), 447-487.
- Blau, Peter (1956). Social Mobility and Interpersonal Relations. *American Sociological Review*, 21 (3), 290-295.
- Daenekindt, Stijn (2017). The Experience of Social Mobility: Social Isolation, Utilitarian

- Individualism, and Social Disorientation. *Social Indicators Research*, 133 (1), 15 – 30.
- Diener, Ed & Micaela Chan (2011). Happy People Live Longer: Subjective Well-Being Contributes to Health and Longevity. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 3 (1), 1 – 43.
- Green, Heidi, Ritin Fernandez, Lorna Moxham & Catherine MacPhail (2022). Social Capital and Wellbeing among Australian Adults' during the COVID – 19 Pandemic: A Qualitative Study. *BMC Public Health*, 22, 2406.
- Hirschman, Albert (1973). The Changing Tolerance for Income Inequality in the Course of Economic Development. *World Development*, 1 (12), 29 – 36.
- Idler, Ellen & Yael Benyamini (1997) . Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 38 (1), 21 – 37.
- Lee, Hyo Young, Soong-Nang Jang, Seonja Lee, Sung-Il Cho & Eun-Ok Park (2008). The Relationship between Social Participation and Self-Rated Health by Sex and Age: A Cross-Sectional Survey. *International Journal of Nursing Studies*, 45 (7), 1042 – 1054.
- Liu, Ting, Xiuling Yang, Kun Guo, Wenhan Wang, Juan Li & Linyu Liu (2020) . Evaluation of Health Behaviors and Self-Rated Health among Chinese Healthcare Students. *Journal of Community Health*, 45 (5), 1006 – 1016.
- Murray, Christopher & Lincoln Chen (1992). Understanding Morbidity Change. *Population and Development Review*, 18 (3), 481 – 503.
- Newman, Katherine (1988). *Falling from Grace: Downward Mobility in the Age of Affluency*. Berkeley: University of California Press.
- Samuel, Laura, Pallavi Dwivedi, Melissa Hladek, Thomas Cudjoe, Brittany Drazich, Qiwei Li & Sarah Szanton (2022). The Effect of COVID – 19 Pandemic-Related Financial Challenges on Mental Health and Well-Being among U. S. Older Adults. *Journal of the American Geriatrics Society*, 70 (6), 1629 – 1641.
- Waldron, Ingrid, Mary Hughes & Tracy Brooks (1996). Marriage Protection and Marriage Selection-Prospective Evidence for Reciprocal Effects of Marital Status and Health. *Social Science & Medicine*, 43 (1), 113 – 123.
- World Health Organization (WHO) (2022). *World Mental Health Report: Transforming Mental Health for AH*. Geneva: World Health Organization.

Wu, Shunquan, Rui Wang, Yanfang Zhao, Xiuqiang Ma, Meijing Wu, Xiaoyan Yan & Jia He (2013). The Relationship between Self-Rated Health and Objective Health Status: A Population-Based Study. *BMC Public Health*, 13, 320.

Does Upward Social Mobility Expectation Affect Self-rated Health? An Empirical Study Based on CGSS Data

Qiu Shijuan¹ & Chen Weimin²

(School of Economics, Tianjin University of Commerce¹;

School of Economics, Nankai University²)

Abstract: Expectations of upward social mobility and health are important components of people's needs for a better life. Using data from the China General Social Survey (CGSS), this paper analyzes the relationship between upward expectations of social mobility and self-rated health. It finds that expectations of upward social mobility have a significantly positive effect on self-rated health, and the effect is stronger for people with low income and less education. Expectations of upward social mobility can mitigate the negative effect of unequal opportunities on self-rated health. Expectations of upward social mobility affect people's self-rated health mainly through their perception of happiness, identity recognition, and social trust. While implementing equity policies, the government should focus on the need for social mobility of people from lower social classes and conduct active expectations management, thereby recreating positive expectations of social mobility and thus prompting individuals' health and national development.

Keywords: expectation of upward social mobility, self-rated health, well-being, social trust

JEL Classification: I10, I12, J60, I18

(责任编辑：合羽)