

人口信息

POPULATION INFORMATION

2023年第5期

总 250 期（双月刊）

编者按 本期内容主要专注于老年人口健康问题及人口发展状况。我们主要关注老年人口婚姻与预期寿命以及老年认知障碍人群增长预测与政策干预等热点问题。在人口与健康方面，我们关注了新中国人口健康转变的成就，以及长距离迁移对流动人口健康水平的影响。通过这些研究成果的分享，能够为读者提供有益的参考和启示，在推进人口健康和社会发展方面取得更加显著的成果。



上海市卫生健康发展研究中心
(上海市医学科学技术情报研究所)

人口信息

(双月刊)

2023年第5期(总第250期)

名誉主编:黄红

孙常敏

肖泽萍

主编:金春林

副主编:许明飞

执行副主编:信虹云

目次

• 专题研究 •

婚姻状况对中国老年人口健康预期寿命的影响研究

..... 杨玲 汪然 (1)

基于系统动力学的老年认知障碍人群增长预测与政策干预

..... 王红霞 郭海生 石瑛 黄玉捷 (15)

• 人口与健康 •

新中国人口健康转变:卫生治理与健康策略协同演进的成就

..... 张震 (38)

长距离迁移对流动人口健康水平的影响——基于流动人口动态监测数据的分析

..... 何骏 高向东 (51)

婚姻状况对中国老年人口健康预期寿命的影响研究

杨玲¹, 汪然²

(1. 中山大学社会学与人类学学院, 广东, 510275;

2. 江苏科技大学人文社科学院, 江苏, 212100)

本文基于中国老年健康影响因素跟踪调查 (CLHLS) 2002-2018 年的数据, 实证分析婚姻状态对老年人健康预期寿命的影响。基础回归结果显示: 有配偶的老年人健康预期寿命比没有配偶的老年人要长, 其健康预期寿命的比重也显著高于没有配偶的老年人; 细分老年人的婚姻状态、进一步考虑老年人上一期的健康水平及婚姻状态后, 丧偶老年人健康预期寿命最短; 与家人一同居住、小学及以下受教育水平高收入、没有医疗保险、患有慢性病、患重病的老年人健康预期寿命处于劣势地位。异质性分析结果显示, 婚姻状态对女性、农村老年人的影响更大, 农村女性老年人以及城镇男性老年人的健康预期寿命最短。机制检验结果表明, 老年人个体的健康行为 (吸烟、饮酒)、社会参与和及时医疗服务的可及性是婚姻影响其健康预期寿命的渠道变量。调节效应结果表明, 婚姻对老年人健康预期寿命及占比的影响受其乐观态度的正向调节, 受其孤独、焦虑以及自主性的负向调节。

一、引言

健康长寿是人类社会永恒的追求。建国以来尤其是改革开放以来, 我国人口平均预期寿命显著上升。解放前到 2015 年底, 人口平均预期寿命从 35.00 岁上升至 76.34 岁; 同时, 人均预期寿命增速越来越快, 2010 年到 2015 年的年均增长幅度为 0.30 岁, 为 1981 年到 1990 年增幅的 3.75 倍; 截至 2019 年底, 居民人均预期寿命提高为 77.30 岁。人口平均预期寿命的延长, 使得人们在步入老年期后可享受比以往更长的余寿; 同时, 健康寿命所占的比重是否得到同步提升逐渐成为当下关注的重点。因此, 健康预期寿命作为一个新的概念被用于界定个体预期寿命的质量, 它是指在某一年龄时点上所预期的处于特定健康定义下的时间长度, 用于测量个体功能的完好状态和健康状况, 并能够从群体上客观反映人口的健康状况和健康水平。而对老年人而言, 健康预期寿命可以反映其生命后期的生命质量, 是衡量积极老龄化的重要指标。

与此同时, 衰老过程中的老年人很有可能面临婚姻状况的变化, 丧偶是老年人必然要经历的事件之一。第四次《中国城乡老年人生活状况抽样调查》数据显示, 截至 2015 年, 我国老年人口的丧偶率为 25.90%, 有配偶的老年人比例为 71.70%, 女性老年人更受到生命历程中制

本文转载自《南方人口》2023年第2期

基金项目: 国家社会科学基金重大项目积极应对人口老龄化背景下加快养老服务体系研究(20ZDA077);江苏省双创博士基金“江苏老年人公益参与的测度、动因与价值效应研究”(JSSCBS20221277);江苏科技大学青年科技创新项目:积极老龄化背景下中国老年人公益参与模式研究(1192922105)。

度性因素、社会文化因素多重叠加的影响,丧偶比例远高于男性老年人;2018 年中国老年社会追踪调查数据显示,我国女性老年人丧偶的比例(41.80%)远远高于男性老年人(28.55%),2018 年较 2015 年无论是男性还是女性老年人,丧偶比例均显著上升。同时,老年人的婚姻状态并非一成不变,丧偶后的老年人可以通过再婚的方式实现老年期婚姻功能的正常发挥。不同婚姻状况的老年人在生活质量的方方面面存在巨大差异,因此,婚姻状态是分析老年人福祉不容忽视的因素。

以往大量研究探讨了婚姻状况对老年人身心健康的影响,但对婚姻状况与老年人健康预期寿命之间的关系作用关注不足。基于此,本文使用中国老年健康影响因素跟踪调查(CLHLS)2002-2018 年的数据,使用多状态生命表测算中国老年人健康预期寿命,并在此基础上实证分析老年人的婚姻状态对其健康预期寿命的影响及相关机制。

二、文献综述

现有的研究围绕婚姻与健康长寿的关系形成了两种理论:一种是婚姻保护理论,另一种是婚姻选择理论。婚姻保护理论最早源于涂尔干,在一项关于自杀的社会学研究中,他指出稳定的婚姻制度通过建立规范的两性关系对于自杀率具有重要的调节作用。婚姻作为一种社会制度,为婚姻关系中的双方规定了权利与义务等一系列社会规范,而这些结构性因素会在潜移默化中影响个体的健康。譬如,配偶能够通过监督的形式帮助另一方改变不健康生活行为进而提升其健康水平。婚姻保护理论意味着早期的婚姻状况可以作为个体长寿的重要预测因子。与婚姻保护理论不同,婚姻选择理论认为,由于选择效应的存在,健康的个体更有可能结婚,那些不健康的未婚离婚和长期丧偶的人会被淘汰出婚姻市场。婚姻选择理论意味着,若忽视健康异质性问题,则会导致婚姻与健康关系的估计偏误。

现有研究大多证实了婚姻对健康的保护作用,即结婚的人身心更健康、生活质量更高,而选择性作用只能解释不同婚姻状况之间健康差异的很小一部分。对老年人而言,由于大多数有偶老年人都经历了数十年的婚姻,即便初始婚姻选择的健康效应存在,经历多年后也不复存在或微乎其微。在老年期,社会关系网络变得非常重要,而配偶的扶持对于维系社会网络至关重要。因此,拥有配偶通常意味着死亡风险的降低,而丧偶则意味着健康状况的恶化和死亡风险的增加。

既然大多数实证研究都支持婚姻有助于改善老年人的健康状况并降低老年人的死亡概率,那么当我们综合考虑老年人的健康和寿命时就必然要回答这样一个命题:即良好的婚姻状况是否能够延长老年人的健康预期寿命。在这方面,国内的研究逐渐认识到老年人的婚姻状况是影响其健康预期寿命的主要因素之一。例如,李成福等基于中国城乡老年人口状况追踪调查数据研究发现,各年龄组有配偶老年人的健康预期寿命及其占比均长于无配偶老年人,但这仅限于分组的简单比较,未做因果推断。吴悦研究发现,处于无配偶状态的高龄老人的死亡风险度是处于有配偶状态的高龄老人的 135.50%,不利于延长高龄老人的健康预期寿命。杨玲和宋靛琪基于夏普利值分解法得出,从 2005 年到 2018 年,影响中国老年人健康预期寿命的各因素中,“客

观环境”的受教育程度和“个体因素”的婚姻状况为主要因素,婚姻状况的贡献值在各年均超过 60.00%。

已有文献从实证角度分析了老年人婚姻状况对个体的积极影响,但存在以下不足:第一,针对婚姻状态对老年人健康预期寿命影响的研究十分有限,大多关注的是婚姻状态对老年人健康的保护作用或死亡概率的影响,少有研究讨论婚姻状态对健康预期寿命的影响。第二,婚姻状态与健康预期寿命之间研究未做因果推断,也未对异质性和影响渠道做深入讨论。

基于婚姻保护理论,本文利用(CLHLS)2002-2018年的数据,实证分析婚姻状态对老年人健康预期寿命的影响。研究问题为:(1)婚姻状态对老年人的健康预期寿命是否会产生影响?如果存在影响,结果是否具有稳健性?(2)探讨婚姻状态对老年人健康预期寿命产生影响的机制,包括渠道分析和交互效应。(3)婚姻状态对老年人的健康预期寿命效应是否存在性别及城乡差异?

三、模型、数据与变量

(一) 模型设置

本文实证模型如下:

$$H_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Marital} + \alpha X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中: H_i 为老年人的健康预期寿命或健康预期寿命占比,Marital为老年人的婚姻状态, X_i 为与老年人健康预期寿命相关的人口社会学控制变量, ε_i 为随机扰动项, β_1 为待估系数。为正确估计老年人的婚姻状况对其健康预期寿命的影响,需考虑模型存在的反向因果、遗漏变量、测量误差等内生性问题,采取如下实证策略:一方面,被解释变量选取健康预期寿命以及健康预期寿命占比两个指标,分析婚姻状态对健康预期寿命的绝对长度与相对长度的影响;解释变量选取是否有配偶、细分类型老年人婚姻状态变量。另一方面,实证回归模型中尽可能控制影响老年人健康预期寿命的人口社会学变量,稳健性检验部分控制老年人上一期的婚姻以及健康预期寿命水平。此外,本文还使用了倾向得分匹配的方法分析有无配偶的老年人在健康预期寿命及其占比方面是否存在显著差异^①。

从婚姻保护理论来看,老年人的婚姻状态可能会通过其性格特征、健康生活方式等渠道,进一步影响其健康预期寿命。因此,本文首先使用渠道分析的方法分析个体行为特征的影响,先使用模型(1)估计出婚姻状态对于健康预期寿命的回归系数,然后再加入影响健康预期寿命的渠道变量,根据模型(2)估计出 α_1 ,进而计算渠道变量对于健康寿命的贡献度,主要的回归模型如下:

$$H_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Marital} + \alpha X_i + \gamma Z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

(2)式中 Z_i 为渠道变量,结合(1)和(2)模型估计结果,可算出渠道变量的贡献度 $1 - \alpha_1/\beta_1$ 。

^①一般而言,大部分研究会选取地理性指标作为工具变量解决内生性问题,需要指出,本文的关键解释变量为老年人的婚姻状态,老年人处于没有配偶的状态可能有两个主要原因,一是自行选择离婚或不婚,这一部分老年人的比例相对较少,第四次《中国城乡老年人生活状况抽样调查总数据集》数据显示,老年人中离婚的比例为0.90%,从未结婚的比例为1.50%;二是丧偶,丧偶老年人的比例相对较高,但目前尚无全国范围内2005年-2018年城市/省份层面老年人丧偶率的数据,因此,本文未使用工具变量方法解决模型存在的内生性问题。

^②关于基于多状态生命表方法计算老年人健康预期寿命在《老年人人口健康寿命的演变轨迹及其影响因素——一项基于CLHLS的实证研究》一文中有详细的说明。需要说明,计算健康预期寿命所使用的健康状态概率转移矩阵分别依据的是CLHLS2002-2005年、2005-2008年、2008-2011年、2011-2014年、2014-2018年的数据。

最后, 本文尝试对婚姻状况与个体性格做交互分析, 分析婚姻对健康寿命的影响是否因个人性格特征的不同而各异。

(二) 数据及变量

本文使用的数据为 (CLHLS) 2002-2018 年六次调查的数据, 该项目调查了全国 28 个省市范围内 65 岁及以上老年人群人口社会学、医疗、健康、个体行为、公共服务、照护等方面特征。被解释变量为老年人的健康预期寿命及其与预期寿命的占比, 使用如下三个步骤进行测算, ①确定各调查期老年人的健康状态: 健康、失能或死亡; ②计算相邻调查期内, 以 5 岁为年龄岁组的老年人健康状态转移矩阵; ③使用多状态生命表测算^②; 关键解释变量为老年人的婚姻状态, 根据问卷中的问题进行统计, 将“已婚且与配偶同住”以及“已婚但不与配偶同住”归类为“有配偶”, 将“离婚”“丧偶”以及“从未结过婚”这三类状态的老年人归类为“没有配偶”; 稳健性检验部分做如下处理, 第一, 细分老年人口的婚姻状态, 基准组为“已婚且与配偶同住”, 对照组分三组; 第二, 考虑老年人相邻两个调查期的婚姻状态 (有 / 无配偶), 进而将老年人的婚姻状态分为四组, 基准组为“上期有配偶, 本期有配偶”, 其他对照组分别为“上一期有配偶, 本期无配偶”“上一期无配偶, 本期无配偶”“上一期无配偶, 本期有配偶”, 以上四组中, 相邻两个调查期内老年人婚姻状态没有发生改变的两个组为“都没有配偶”或“都有配偶”, 其他两组则婚姻状态发生改变。

控制变量包含老年人的性别、居住地、受教育程度、居住方式、收入水平^③、医疗保险、健康状况 (是否罹患慢性病、是否在过去两年中, 患重病需要住院治疗或在家卧床不起)。渠道变量方面: 健康行为变量包含吸烟、饮酒、锻炼、参加各种活动。个体性格特征变量根据问卷中的如下问题做统计, 乐观根据“不论遇到什么事您是不是都能想得开?”, 并根据回答“很想得开、一般、想不开、很想不开”分别赋值为 5-1, 数值越大表示老年人越乐观; 焦虑情绪、孤独感、自主性分别根据“您是不是感到紧张、害怕?”“您是不是觉得孤独?”以及“您自己的事情是不是自己说了算?”以上三个问题测度, 三个问题的答案分别为“总是、经常、有时、很少、从不”, 赋值范围为 1-5, 数值越大表示越焦虑、越孤独、自主性越强。此外, 老年人是否能够得到及时的医疗服务方面则根据问题“如果你生重病, 请问能及时到医院治疗吗?”测度, 并按照如下方式赋值: 能 =1, 不能 =0。

四、实证结果

(一) 描述性统计

表 1 分有 / 无配偶的组别报告了两组老年人各变量均值差异的检验结果, 第二、三、四列依次为总样本、没有配偶、有配偶的老年人均值, 第五列为有 / 无配偶组别均值差异的检验结果。可以看出: 两组老年人的样本在健康预期寿命、健康预期寿命占比、性别、居住地、居住方式、受教育程度、收入水平等变量上均存在显著差异。总的来看, 样本老年人健康预期寿命的均值为 7.164 年, 有配偶老年人则为 10.648 年, 高出没有配偶的老年人 5.416 年; 从健康预期寿命

^③ 需要说明的是, 在调查老年人去年全家全年收入的时候, 这一变量在各年的数据中均存在一定数量的缺失值, 这里使用了分省份、分城乡(城市、镇、农村)的平均值进行替补, 并根据各年老年人去年全家收入的中位数将样本分为高收入组和低收入组。

的百分比来看，有配偶老年人在 79.80% 的时间内处于健康（不失效）状态，而无配偶老年人中有 66.70% 的时间处于健康状态，两者存在显著差异。其他变量方面，有配偶的老年人中男性、居住在城镇、与家人一同居住、受教育程度在小学以上、拥有医疗保险、患慢性病、吸烟、饮酒、参加体育锻炼、参加社会活动、获得足够的医疗服务的比例均显著高于没有配偶的老年人，患重病的比例低于没有配偶的老年人；有配偶的老年人去年全家全年收入均值显著高于没有配偶的老年人，两者的均值相差 1489.538 元，无配偶老年人处于社会经济中的劣势地位。与此同时，与无配偶的老年人相比，有配偶的老年人客观、自主性评分显著偏高，而焦虑和孤独评分显著偏低；在健康行为方面，有配偶的老年人吸烟、饮酒、参加锻炼、参加各种活动的比例高于没有配偶的老年人。

表1 描述性统计

变量	总样本	没有配偶	有配偶	有配偶 - 无配偶
健康预期寿命	7.164 (4.993)	5.232 (3.970)	10.648 (4.757)	5.416*** (0.037)
健康预期寿命占比	0.713 (0.133)	0.667 (0.127)	0.798 (0.096)	0.131*** (0.001)
男性	0.437 (0.496)	0.310 (0.463)	0.659 (0.474)	0.348*** (0.004)
城镇	0.462 (0.499)	0.456 (0.498)	0.476 (0.499)	0.021*** (0.004)
与家人一同居住	0.818 (0.386)	0.735 (0.441)	0.964 (0.185)	0.229*** (0.002)
小学以上受教育程度	0.123 (0.329)	0.071 (0.257)	0.215 (0.411)	0.144*** (0.003)
去年全年收入	25411.635 (30233.379)	24870.131 (29991.404)	26359.670 (30789.488)	1489.538*** (249.107)
拥有医疗保险	0.701 (0.458)	70.666 (0.472)	0.760 (0.427)	0.094*** (0.004)
罹患慢性病	0.638 (0.481)	70.621 (0.485)	0.667 (0.471)	0.047*** (0.004)
患重病	0.179 (0.384)	0.183 (0.387)	0.174 (0.379)	-0.009*** (0.003)
吸烟	0.172 (0.378)	0.128 (0.334)	0.250 (0.433)	0.123*** (0.003)
饮酒	0.170 (0.375)	0.136 (0.343)	0.229 (0.420)	0.093*** (0.003)
锻炼	0.296 (0.456)	0.248 (0.432)	0.379 (0.485)	0.131*** (0.004)
参加活动	0.132 (0.339)	0.091 (0.287)	0.205 (0.404)	0.114*** (0.003)
获得足够的医疗服务	0.932 (0.252)	0.920 (0.271)	0.952 (0.214)	0.032*** (0.002)
乐观	3.859 (0.710)	3.832 (0.717)	3.900 (0.698)	0.068*** (0.006)
焦虑	1.933 (0.906)	1.991 (0.923)	1.846 (0.873)	-0.145*** (0.008)
孤独感	2.033 (1.003)	2.222 (1.043)	1.743 (0.862)	-0.479*** (0.008)
自主性	3.718 (1.198)	3.573 (1.228)	3.938 (1.116)	0.366*** (0.010)

注：括号内为标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

(二) 基础回归

表 2 报告的是基础回归结果。结果显示,在控制了老年人人口学、社会经济、健康方面的特征后,婚姻变量始终显著为正,有配偶的老年人比没有配偶的老年人健康预期寿命多 3.449 年,健康预期寿命的占比也高出 9.50%。

从健康预期寿命的回归结果来看,第(3)列结果显示,只有性别、居住地两个变量均不显著,健康预期寿命不存在显著的城乡或性别差异,受教育程度与老年人健康预期寿命呈正相关关系,收入水平与其关系显著为负。现有文献结果中,受教育程度和收入水平与老年人的自评健康、心理健康和生理健康 20 都呈正相关,高社会经济地位对老年人的健康存在保护作用;但本文实证发现,收入水平与其关系显著为负,这可能是由于社会经济地位高的老年人虽然享受了更多更好的医疗服务,在某种程度上改善老年人的健康水平,但由于衰老过程中老年人健康的恶化不可避免,医疗服务提供在改善健康或延缓老年人健康的恶化的过程中可能会出现过度医疗的情况,也就是说,大部分老年人虽然在某种程度上提升了自己生命的长度,但是并未显著提升自己的生命质量。此外,慢性病变量回归系数显著为正,这是因为老年人中慢性病(多病共存)的现象很常见,患重病的老年人健康预期寿命显著更少,医疗保险对于老年人健康预期寿命存在正向促进作用。总的来看,与家人一同居住、小学及以下受教育程度、高收入水平、没有医疗保险、未患有慢性病、患重病的老年人健康预期寿命要显著低于基准组。

从健康预期寿命占比的回归结果来看,第(6)列中,居住地和收入水平、患重病变量不显著,其他控制变量均显著,健康预期寿命占比在城乡老年人中仍旧不存在显著差异,收入变量回归系数为负但不显著,对比第(3)列的回归结果,高收入水平的老年人健康预期寿命要显著低于低收入水平的老年人,但在健康预期寿命占预期寿命的比重上来看,收入因素的影响是不显著的,由此可见,收入水平的提高在某种程度上延长的是老年人残障的时间,对老年人的“有效健康”并未产生显著影响。从性别特征上来看,男性老年人的健康预期寿命比女性老年人长但不显著,其健康预期寿命占比显著高于女性老年人,在控制了省份、时间,以及其他一系列的人口社会变量后,老年人的健康寿命在性别方面不存在显著的差异,但是女性老年人残障期的比重要显著高于男性老年人,进一步验证了女性老年人活得长但不健康这一特征。

(三) 机制分析:渠道效应与调节效应

考虑到老年人的婚姻状态可能会通过其性格特征、健康生活方式等渠道,进一步影响其健康预期寿命,表 3 和表 4 进一步估计渠道效应,表 3(1)到(5)列的被解释变量分别为老年人是否吸烟、饮酒、参加锻炼、参加社会互动以及是否能够得到及时的医疗服务,均使用 OLS 对婚姻状态进行回归。结果显示,婚姻变量的回归系数显著为正,有配偶的老年人更容易吸烟、饮酒、参加体育锻炼、参加活动以及能够及时获得医疗服务;其他变量中,居住方式的差异不是影响吸烟的显著因素,学历和收入不显著影响个人是否饮酒,是否罹患慢性病不显著影响个人是否参加活动,男性和女性个体在医疗服务的获得方面不存在显著差异。以上分析表明,不同人口社会学特征老年人在健康行为、社会参与以及医疗服务可及性三方面差异显著。

表2 婚姻状况与老年人健康预期寿命的基础回归

	健康预期寿命			健康预期寿命占比		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
有配偶	3.384*** (0.133)	3.476*** (0.140)	3.449*** (0.145)	0.093*** (0.003)	0.096*** (0.003)	0.095*** (0.003)
男性	—	0.009 (0.044)	0.018 (0.045)	—	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)
城镇	—	0.015 (0.030)	0.008 (0.031)	—	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
与家人一同居住	—	-1.108*** (0.050)	-0.111*** (0.050)	—	-0.042*** (0.001)	-0.042*** (0.001)
小学以上	—	1.166*** (0.067)	1.139*** (0.068)	—	0.024*** (0.001)	0.023*** (0.002)
高收入	—	-0.068** (0.028)	-0.079*** (0.029)	—	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
拥有医疗保险	—	0.325*** (0.033)	0.317*** (0.034)	—	0.009*** (0.001)	0.008*** (0.001)
罹患慢性病	—	—	0.221*** (0.030)	—	—	0.012*** (0.001)
患重病	—	—	-0.061** (0.031)	—	—	-0.001 (0.001)
观测值	62773	59467	58065	62773	59467	58065
R ² _a	0.573	0.599	0.602	0.488	0.519	0.523

注：回归均控制了年份和省份固定效应、老年人个体的权重；括号内为稳健标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

表3 个体行为、医疗服务等渠道变量的影响

	吸烟	饮酒	锻炼	参加活动	获得足够的医疗服务
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
有配偶	0.019*** (0.004)	0.019*** (0.004)	0.075*** (0.005)	0.069*** (0.004)	0.008*** (0.002)
男性	0.261*** (0.003)	0.194*** (0.003)	0.065*** (0.004)	0.024*** (0.003)	0.003 (0.002)
城镇	-0.019*** (0.003)	-0.026*** (0.003)	0.112*** (0.004)	0.054*** (0.003)	0.026*** (0.002)
与家人一同居住	-0.006 (0.004)	-0.010** (0.004)	-0.067*** (0.005)	0.046*** (0.004)	0.030*** (0.003)
小学以上	-0.024*** (0.006)	-0.004 (0.005)	0.135*** (0.007)	0.142*** (0.006)	0.007*** (0.003)
高收入	-0.023*** (0.003)	-0.004 (0.003)	0.076*** (0.004)	0.044*** (0.003)	0.054*** (0.002)
拥有医疗保险	0.010** (0.004)	0.011*** (0.004)	0.056*** (0.005)	0.042*** (0.004)	0.050*** (0.003)
罹患慢性病	-0.032*** (0.003)	-0.033*** (0.003)	0.022*** (0.004)	0.001 (0.003)	-0.018*** (0.002)
患重病	-0.016*** (0.004)	-0.027*** (0.004)	-0.036*** (0.005)	0.027*** (0.003)	-0.043*** (0.003)
观测值	57896	57762	57704	57912	57904
R ² _a	0.141	0.086	0.112	0.106	0.066

注：同表2。

表 4 给出渠道效应分析的结果，第（1）列不包含渠道变量，第（2）到（6）列分别在基础回归的模型中依次加入渠道变量，第（7）列则加入所有的渠道变量，进一步实证婚姻保护理论中可能存在的机制对老年人健康预期寿命及其占比的影响，两个被解释变量的回归结果均显示，在加入渠道变量后，婚姻状态这一变量的回归系数有所减小但仍显著为正，这表明，婚姻通过影响老年人的生活方式、社会参与以及医疗服务的可及性这三方面，进一步影响老年人

的健康预期寿命, 有配偶的老年人的社会参与以及医疗服务的增加可以进一步显著延长其健康预期寿命。进一步计算渠道变量的贡献度可知, 吸烟、饮酒、参加锻炼、参加社会互动以及医疗服务可及性对健康预期寿命的贡献度分别为 0.64%、0.14%、1.65%、1.97% 和 0.03%, 总贡献度为 3.65%; 以上变量对老年人健康预期寿命占比的贡献度分别为 1.05%、1.05%、3.16%、2.11% 和 1.05%, 总贡献度为 5.26%。总的来看, 老年人参加体育锻炼以及其他活动等社会参与行为对其健康预期寿命及占比影响的贡献度相对较大, 而个人健康行为以及医疗服务对其影响相对较小。

表4 对健康预期寿命的渠道效应计算

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
A. 健康预期寿命	—	—	—	—	—	—	—
有配偶	3.449*** (0.145)	3.427*** (0.144)	3.444*** (0.144)	3.392*** (0.141)	3.381*** (0.141)	3.448*** (0.145)	3.323*** (0.138)
吸烟	—	0.839*** (0.053)	—	—	—	—	0.798*** (0.053)
饮酒	—	—	0.355*** (0.041)	—	—	—	0.127*** (0.040)
锻炼	—	—	—	0.795*** (0.046)	—	—	0.666*** (0.043)
参加活动	—	—	—	—	0.972*** (0.062)	—	0.787*** (0.058)
获得足够的 医疗服务	—	—	—	—	—	0.286*** (0.049)	0.203*** (0.048)
贡献率 (%)	—	0.64	0.14	1.65	1.97	0.03	3.65
B. 健康预期寿命占比	—	—	—	—	—	—	—
有配偶	0.095*** (0.003)	0.094*** (0.003)	0.094*** (0.003)	0.092*** (0.003)	0.093*** (0.003)	0.094*** (0.003)	0.090*** (0.003)
吸烟	—	0.020*** (0.001)	—	—	—	—	0.020*** (0.001)
饮酒	—	—	0.007*** (0.001)	—	—	—	0.001 (0.001)
锻炼	—	—	—	0.027*** (0.001)	—	—	0.024*** (0.001)
参加活动	—	—	—	—	0.027*** (0.001)	—	0.021*** (0.001)
获得足够的 医疗服务	—	—	—	—	—	0.009*** (0.001)	0.006*** (0.001)
贡献率 (%)	—	1.05	1.05	3.16	2.11	1.05	5.26

婚姻对老年人健康预期寿命及占比的影响也可能受个体的性格特征的调节作用, 因此, 表 5 在基础回归中进一步加入了婚姻变量与性格 (乐观、焦虑、孤独、自主性变量及交互项)。其中, (1) 到 (4) 列、(5) 到 (8) 列的被解释变量分别为健康预期寿命及其占比, (1) 和 (5) 列加入乐观变量及其与婚姻变量的交互项, (2) 和 (6) 列加入了焦虑变量及交互项, (3) 和 (7) 列加入了孤独感及交互项, (4) 和 (8) 列加入了自主性及交互项。婚姻变量在加入性格及其交互项后仍旧显著为正, 乐观和自主变量显著、焦虑和孤独变量不显著, 交互项均显著, 婚姻对老年人健康预期寿命及占比的影响受其乐观态度的正向调节, 受其孤独感、焦虑感以及自主性的负向调节。

表5 个体性格特征的交互效应

	健康预期寿命				健康预期寿命占比			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
有配偶	2.716*** (0.193)	3.505*** (0.162)	3.877*** (0.174)	3.752*** (0.170)	0.070*** (0.005)	0.093*** (0.003)	0.099*** (0.004)	0.112*** (0.004)
乐观	-0.095*** (0.022)	—	—	—	-0.005*** (0.001)	—	—	—
有配偶 * 乐观	0.175*** (0.040)	—	—	—	0.005*** (0.001)	—	—	—
焦虑	—	-0.014 (0.017)	—	—	—	0.001 (0.001)	—	—
有配偶 * 焦虑	—	-0.086*** (0.033)	—	—	—	-0.002*** (0.001)	—	—
孤独感	—	—	0.008 (0.016)	—	—	—	0.001 (0.001)	—
有配偶 * 孤独感	—	—	-0.276*** (0.036)	—	—	—	-0.005*** (0.001)	—
自主性	—	—	—	—	—	—	—	0.012*** (0.001)
有配偶 * 自主性	—	—	—	—	—	—	—	-0.007*** (0.001)
观测值	52107	51554	51650	51164	52107	51554	51650	51164

注：同表4。

五、稳健性检验

（一）婚姻状态细分

表6将老年人的婚姻状态细分为“已婚且与配偶同住”“已婚但不与配偶同住”“丧偶”以及“离婚以及从未结过婚”四组，其中“已婚且与配偶同住”为基准组，（1）和（2）列、（3）和（4）列的被解释变量分别为健康预期寿命及其占比，第（1）和（3）列包含婚姻以及其他的控制变量，第（2）和（4）列加入了渠道变量，回归结果显示，与已婚且与配偶住在一起的老年人相比，丧偶老年人的健康预期寿命要少3.278年，不与配偶住在一起的老年人健康预期寿命要少0.630年，离婚或未婚的老年人健康预期寿命要少1.433年，在加入渠道变量后，婚姻变量的回归系数变小，渠道变量回归系数均显著；健康预期寿命占比方面的回归结果类似，三个对照组的回归系数均显著，进一步加入渠道变量后系数变小，渠道变量中只有饮酒不显著。对比几类婚姻状态的回归结果，丧偶老年人健康预期寿命最短（占比最小），这类老年人在健康预期寿命的绝对长度和相对长度中均处于最劣势地位。

表6 考虑不同婚姻状态对健康预期寿命的影响

	健康预期寿命		健康预期寿命占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
丧偶	-3.278*** (0.142)	-3.417*** (0.141)	-0.086*** (0.003)	-0.093*** (0.003)
已婚且与配偶同住	-0.630*** (0.117)	-0.783*** (0.116)	-0.019*** (0.003)	-0.024*** (0.003)
离婚或从未结婚	-1.433*** (0.200)	-1.622*** (0.188)	-0.049*** (0.004)	-0.054*** (0.004)
获得足够的医疗服务	—	0.233*** (0.048)	—	0.007*** (0.001)
吸烟	—	0.789*** (0.053)	—	0.019*** (0.001)
饮酒	—	0.129*** (0.039)	—	0.001 (0.001)
锻炼	—	0.662*** (0.042)	—	0.024*** (0.001)
参加活动	—	0.779*** (0.057)	—	0.021*** (0.001)
观测值	49995	56988	49995	56988
R ² _a	0.597	0.614	0.521	0.539

注：同表4。

(二) 考虑上一期的健康水平及婚姻状态

作为资本的一种类型，老年人上一期的健康水平对本期存在影响，因此，表7中的第(2)、(4)、(6)和(8)列分别加入了上一个调查期测算的老年人健康预期寿命，(1)到(4)列婚姻状态使用有无配偶，(5)到(8)列考虑老年人相邻两期的婚姻状态，基准组为两期均没有配偶，对照组为本期再婚、两期均有配偶以及本期丧偶，(1)和(2)、(5)和(6)包含婚姻以及其他的控制变量，(3)和(4)、(7)和(8)加入渠道变量。回归结果显示，A中，在加入上一期的健康预期寿命变量后，婚姻变量的回归系数从3.449下降为0.227，进一步加入渠道变量，回归系数保持不变；考虑相邻两期老年人的婚姻状态，相比于两期都没有配偶的老年人，本期再婚的老年人的健康预期寿命增加了1.520年，本期丧偶的老年人健康预期寿命增加了2.177年，两期均有配偶的老年人健康预期寿命增加了3.901年，再婚变量在加入上一期健康预期寿命变量后回归系数变小且不再显著，其他婚姻状态变量仍显著为正，系数有所下降。总的来看，上一期健康预期寿命变量的回归系数显著为正，相邻两期老年人的健康预期寿命呈正相关关系，在控制了上期的健康水平或考虑上一期的婚姻状态后，婚姻状态与健康预期寿命的关系稳定存在。此外，根据B可以发现，老年人婚姻状态与健康预期寿命占比的关系稳定存在。

表7 进一步控制上期健康预期寿命、婚姻状态的影响

	健康预期寿命				健康预期寿命占比			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
A. 健康预期寿命	—	—	—	—	—	—	—	—
有配偶	3.449*** (0.145)	0.227*** (0.024)	3.323*** (0.138)	0.227*** (0.024)	—	—	—	—
近期再婚	—	—	—	—	1.520*** (0.098)	0.010 (0.033)	1.484*** (0.098)	0.011 (0.033)
近期丧偶	—	—	—	—	2.177*** (0.202)	0.184*** (0.065)	2.129*** (0.204)	0.174*** (0.066)
一直有配偶	—	—	—	—	3.901*** (0.122)	0.231*** (0.025)	3.738*** (0.117)	0.233*** (0.025)
滞后一期健康预期寿命	—	0.802*** (0.008)	—	0.801*** (0.008)	—	0.802*** (0.008)	—	0.800*** (0.008)
观测值	58065	21194	56988	20724	21321	21142	20848	20675
R ² _a	0.602	0.928	0.613	0.929	0.491	0.928	0.507	0.929
B. 健康预期寿命占比	—	—	—	—	—	—	—	—
有配偶	0.095*** (0.003)	0.009*** (0.001)	0.090*** (0.003)	0.009*** (0.001)	—	—	—	—
近期再婚	—	—	—	—	0.047*** (0.002)	0.010*** (0.001)	0.046*** (0.002)	0.010*** (0.001)
近期丧偶	—	—	—	—	0.057*** (0.005)	0.009*** (0.002)	0.056*** (0.005)	0.009*** (0.002)
一直有配偶	—	—	—	—	0.101*** (0.003)	0.010*** (0.001)	0.096*** (0.002)	0.010*** (0.001)
滞后一期健康预期寿命	—	0.021*** (0.000)	—	0.021*** (0.000)	—	0.021*** (0.000)	—	0.021*** (0.000)
观测值	58065	21194	56988	20724	21321	21142	20848	20675
R ² _a	0.523	0.874	0.537	0.875	0.517	0.875	0.534	0.875

注：同表4。

（三）倾向得分匹配法的再检验

从婚姻选择理论来看，老年人的婚姻状态（再婚、离婚、不婚）存在自我选择性，稳健性检验的最后将采用倾向得分匹配法（PSM）解决样本选择偏差带来的内生性问题（见表8），识别婚姻状态对老年人健康预期寿命及其占比的因果关系。该方法基于运用反事实框架设计一个近似随机实验的场景，通过计算处理组和控制组之间的平均差异估计平均处理效应。将无配偶的样本定义为控制组，有配偶的样本定义为处理组，并选取性别、城乡、居住方式、受教育程度、收入水平、医疗保险、慢性病、患重病、年份、省份变量进行匹配。表8报告的是使用卡尺内最近邻匹配、核匹配以及半径匹配三种匹配方式计算的结果，其中，健康预期寿命及其占比未匹配的结果的平均处理效应为5.439以及0.131，在使用PSM匹配后，健康预期寿命的结果为5.606、5.645和5.629，健康预期寿命占比的结果为0.137、0.136、0.135，三种匹配方式得到的结果不大，使用PSM匹配后计算得到的结果是稳定的，同时倾向得分匹配的结果大于未匹配的结果，由此可见，不考虑内生性问题会低估老年人婚姻状态对其健康预期寿命及其占比的影响。

表8 基于PSM 计算的处理效应

匹配方法	平均处理效应	
	健康预期寿命	健康预期寿命占比
未匹配结果	5.493***	0.131***
卡尺内最近邻匹配	5.606***	0.137***
核匹配	5.645***	0.136***
半径匹配	5.629***	0.135***

注：同表4。

六、异质性分析

表 9 报告的是分性别、城乡子样本的回归结果。总的来看，女性老年人和农村老年人样本中婚姻状态的回归系数高于男性老年人和居住在城镇的老年人，婚姻状态对女性或农村老年人的影响更大。居住方式、受教育程度以及医疗保险的回归系数在分样本中均显著，与总样本回归结果相同。

健康预期寿命回归结果显示，女性老年人中居住在城镇的健康预期寿命显著高于农村老年人，男性老年人中则呈现相反的结果，这一分析也可以从城乡分样本中性别变量的回归系数看出。结合基础回归的结果，性别因素在城镇和农村的老年人中的影响相反，城乡因素在男性和女性老年人的影响相反，两者相互抵消，因此表 9 中这两个变量与表 2 结果一样均不显著。异质性分析结果表明，城镇男性、城镇女性、农村男性、农村女性这四类老年人的健康预期寿命存在显著差别；是否与家人一同居住、受教育水平因素对女性或居住在农村老年人的影响更大，医疗保险则对居住在城镇的老年人影响更大；高收入的男性老年人、居住在城镇的高收入老年人健康预期寿命要低；慢性病变量在男性老年人样本中不显著，患重病变量仅在男性老年人样本中显著为负，男性老年人更容易受到重大疾病的影响，致使其健康预期寿命减少。

健康预期寿命占比回归结果显示，女性老年人中居住在城镇的健康预期寿命占比显著高于农村老年人，男性老年人中则呈现相反的结果，但城镇老年人样本中性别变量不显著；是否与家人一同居住对女性或居住在农村老年人的影响更大，受教育水平则对女性或城镇老年人的影响更大，医疗保险则对女性或居住在城镇的老年人影响更大；高收入的男性老年人、居住在城镇的高收入老年人健康预期寿命占比要低，但收入在农村老年人中存在显著的正向影响，不同收入水平对于老年人健康预期寿命占比的影响可能是非线性关系，在城乡间影响相反；慢性病变量在分样本中均显著为正，患重病变量仅在男性老年人样本中显著为负，与健康预期寿命的回归结果相同。

表9 基于城乡、性别的异质性分析

	健康预期寿命				健康预期寿命占比			
	女性	男性	农村	城镇	女性	男性	农村	城镇
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
有配偶	3.768*** (0.284)	3.093*** (0.141)	3.725*** (0.208)	3.095*** (0.163)	0.102*** (0.006)	0.085*** (0.003)	0.097*** (0.004)	0.091*** (0.003)
男性	—	—	0.266*** (0.058)	-0.234*** (0.059)	—	—	0.016*** (0.001)	-0.000 (0.001)
城镇	0.151*** (0.040)	-0.187*** (0.047)	—	—	0.004*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	—	—
与家人一同居住	-1.130*** (0.077)	-0.966*** (0.069)	-1.250*** (0.075)	-0.956*** (0.062)	-0.044*** (0.002)	-0.035*** (0.002)	-0.044*** (0.002)	-0.040*** (0.002)
小学以上	1.349*** (0.125)	1.184*** (0.083)	1.186*** (0.115)	1.108*** (0.084)	0.030*** (0.003)	0.025*** (0.002)	0.023*** (0.002)	0.024*** (0.002)
高收入	0.039 (0.036)	-0.240*** (0.048)	0.040 (0.040)	-0.165*** (0.042)	0.002 (0.001)	-0.006*** (0.001)	0.003** (0.001)	-0.005*** (0.001)
拥有医疗保险	0.345*** (0.047)	0.312*** (0.051)	0.255*** (0.049)	0.414*** (0.050)	0.010*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.012*** (0.001)
罹患慢性病	0.342*** (0.040)	0.045 (0.047)	0.206*** (0.042)	0.262*** (0.043)	0.017*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.013*** (0.001)
患重病	0.019 (0.036)	-0.182*** (0.053)	-0.065 (0.044)	-0.062 (0.042)	0.002 (0.001)	-0.004*** (0.001)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.001)
观测值	32575	25490	30998	27067	32575	25490	30998	27067
R ² _a	0.642	0.546	0.582	0.637	0.536	0.494	0.523	0.533

注：同表4。

七、结论及政策建议

本文基于（CLHLS）2002-2018 年的数据，基于多状态生命表测算各相邻调查年份老年人的健康预期寿命，并计算其与预期寿命的比值，进一步实证分析老年人的婚姻状态与健康预期寿命的因果关系，得出以下实证结论：

老年人婚姻状态与其健康预期寿命 / 占比的关系稳定存在，有配偶的老年人健康预期寿命比没有配偶的老年人要长，其健康预期寿命的比重也显著高于没有配偶的老年人，细分老年人的婚姻状态、进一步考虑其上期健康水平以及婚姻状态后，有配偶的老年人健康预期寿命最长；同时，丧偶（特别是两期都处于丧偶状态）的老年人健康预期寿命最短。与家人一同居住、小学及以下受教育水平、高收入、没有医疗保险、未患有慢性病、患重病的老年人健康预期寿命要显著低于基准组。男性和女性老年人在健康预期寿命方面不存在显著差异，但是在健康预期寿命占比方面存在显著差异，男性老年人显著高于女性老年人，女性老年人残障期的比重要显著高于男性老年人，女性老年人活得长但不健康。同时，收入与健康预期寿命呈显著负相关关系，这可能是因为收入水平的提高在某种程度上延长的是老年人残障的时间，对老年人的“有效健康”并未产生显著影响。机制检验结果表明，老年人个体的健康行为（吸烟、饮酒）、社会参与（参加锻炼、参加各种活动）和及时医疗服务的可及性是婚姻影响其健康预期寿命的渠道变量，其对健康预期寿命、健康预期寿命占比的总贡献度为 3.65% 和 5.26%，参加体育锻炼以及其他活动等社会参与行为对其健康预期寿命及占比影响的贡献度相对较大、个人健康行为以及医疗服务对其影响相对较小。调节效应结果表明，婚姻对老年人健康预期寿命及占比的影响受其乐观

态度的正向调节,受其孤独、焦虑以及自主性的负向调节。异质性分析结果显示,婚姻状态在分性别、城乡的老年人中影响不同,对女性、农村老年人的影响更大,居住在城镇的女性老年人健康预期寿命显著高于农村女性老年人,在男性老年人中这一情况恰好相反,农村女性老年人以及城镇男性老年人的健康预期寿命最短,处于健康的劣势地位。

据此,本文提出如下的对策建议:第一,关注老年人尤其是丧偶的农村女性老年人的婚姻状态。“第四次中国城乡老年人生活状况抽样调查”数据显示,农村女性老年人丧偶比例为 36.50%,高于城镇男性老年人(12.70%)、城镇女性老年人(35.50%),农村女性老年人在婚姻状态和健康预期寿命处于双重劣势地位。第二,关注收入对于老年人健康预期寿命的影响,尤其是城乡间的差异。由于收入水平对于健康预期寿命的影响在城乡老年人之间相反,城镇老年人可能更多受“过度医疗”的影响,农村老年人中,由于自身的收入水平比较低,收入对其健康预期寿命的影响为促进作用的区间。因此,应关注农村老年人的收入状况,适当提高其收入水平。第三,关注城乡间医疗服务差距。医疗保险对老年人的健康预期寿命存在正向的促进作用,本文发现医疗服务对城镇老年人的促进作用高于农村老年人,这与医疗保障制度的城乡差异有关,应加大力度缩小城乡差距;同时,及时医疗服务的获得也会产生显著的影响,应鼓励老年人在患重病的时候及时就医,提高这方面的意识。第四,关注老年人的精神健康与鼓励老年人社会参与。老年人退休后将面临身体健康状态恶化、社会交往圈子缩小等一系列消极情况,社区应开展适合老年人参与的社交活动,扩大老年人的社会交往圈,避免他们陷入社会隔离的风险,这也是积极老龄化的应有之义。

基于系统动力学的老年认知障碍人群增长预测与政策干预

王红霞¹, 郭海生¹, 石璜², 黄玉捷²

(1. 上海社会科学院经济研究所, 上海, 200020 ;

2. 上海市卫生和健康发展研究中心, 上海, 201199)

一、前言

随着我国人口老龄化的进程加速, 认知障碍正在逐渐成为影响我国老年人口健康的主要疾病之一。中国疾病预防控制中心发布的《中国阿尔茨海默病报告 2022》显示, 中国阿尔茨海默病和相关痴呆症患者数已超过 1300 万, 占全球的四分之一。

老年认知障碍疾病人群规模扩大将对我国经济发展、医疗卫生保障系统和财政支出形成巨大的风险。研究显示, 中国所有疾病中, 因阿尔兹海默症而死亡的人数占第五高位。以阿尔兹海默病为代表的认知障碍疾病所造成的损失寿命年、死亡人数在过去的近 30 年里增长了超过一倍, 造成的损失排名从 1990 年的 28 位跃居至 2017 年的第 8 位 (Zhou, Wang 等, 2019)。同时, 贾建平 (2018, 2020) 的研究认为, 仅阿尔兹海默症于 2020 年在中国造成的总支出负担就估计为 0.25 万亿美元, 这个支出负担随着时间的推移而不断增长, 预计到 2050 年, 阿尔兹海默症在中国造成的支出负担将达到 1.89 万亿美元。

因此, 准确预测老年认知障碍人群增长速度, 寻找有效的政策干预措施, 抑制老年认知障碍人群快速增长, 具有重大的现实意义。

二、相关的研究文献综述

已有医学研究将认知障碍人群分为两大类。一是轻度认知障碍人群。轻度认知障碍 (Mild Cognitive Impairment, MCI) 为记忆力或其他认知功能进行性减退, 但不影响日常生活能力 (Peterson RC, 2011 ; 中国痴呆与认知障碍诊治指南写作组和中国医师协会神经内科医师分会认知障碍疾病专业委员会, 2018)。二是临床确诊为认知障碍综合症 (认知症, 临床医学上也称痴呆症, Dementia) 人群。患有认知症人群分为中度认知障碍人群和重度认知障碍人群。这两类人群均达到了临床医学关于认知症的诊断标准。其中, 中度认知障碍患者有多种神经症状, 可见失语、失用和失认, 情感由淡漠变为急躁不安, 常走动不停, 可见尿失禁等临床症状; 重度认知障碍患者, 生活不能自理 (付剑亮和张嘉维, 2018)。轻度认知障碍人群 (MCI) 和认知症人群 (Dementia) 统称为认知障碍人群。老年人是认知障碍疾病的主要受害者, 80% 的老年人患有认知障碍, 且随年龄增长, 患认知障碍的比例大幅度提高。到 85 岁以上, 老年人患认知症的比例达到 55.50%。

发病率和患病率是预测老年认知障碍群体规模的重要参数。近 20 年来, 面对日益增长的

老年认知障碍群体,学术界对老年认知障碍人群的发病率、患病率进行了一系列探索研究,在此基础上对老年认知障碍人群规模进行了预测分析。

(一) 老年认知症(痴呆)人群发病率和患病率研究

1. 发病率

Martin Prince, Daisy Acosta 和 Cleusa P Ferri 等(2012)对古巴、多米尼加、委内瑞拉、秘鲁、墨西哥和中国等发展中国家 65 岁及以上老年人口认知症发病率开展队列研究。研究发现,中国老年认知症人群发病率为 24.00%。其中,男性发病率为 18.90%,女性的发病率为 27.80%。Chen, Hu 和 Wei 等(2011)通过老年精神状况量表的计算机诊断系统(GMS-AGECAT)和精神科医生的诊断,认为中国 65 岁及以上老年人口的认知症发病率为 14.70%。老年痴呆的患病风险与年龄、女性、低文化水平、抽烟和心绞痛等因素高度相关。Yuan, Zhang 和 Wen 等(2015)从 1997 年开始通过长达 4.5 年时间对中国 16921 名 55 周岁及以上的人群的跟踪调查发现,65 岁及以上老年认知症的粗年发病率为 12.10%。张雅静,鲁永博和李浩然等(2022)通过对 2019 年全球疾病负担数据库(the Global Burden of Disease Study 2019, GBD 2019)的数据研究发现,全球认知症发病率呈现出逐年上升的趋势,按照标准人口进行年龄标化(排除掉年龄结构的影响)后,认知症发病率仍然呈缓慢上升趋势,从 1990 年的 90.44/10 万人上升到 2013 年的 103.83/10 万人。在此基础上,他们通过贝叶斯 APC 模型,对我国认知症发病率和发病人数进行了预测。到 2029 年,我国全人群认知症发病率将达 5.825%;到 2049 年,达到 9.651%。

2. 患病率

Chan, Wang 和 Wu 等(2013)通过在知网、万方、PubMed 等数据库收集了 12642 份文献研究,对我国老年认知症的患病率进行 meta 分析,研究结果表明,我国分年龄组认知症患病率:65-69 岁分别为 1.80%(1990)和 2.60%(2010);95-99 岁分别为 42.10%(1990)和 60.50%(2010)。不同时期的老年认知症患病总量分别为 368 万人(1990),562 万人(2000)和 919 万人(2010)。Wu, Ali 和 Guerchet 等(2018)通过文献梳理和 meta 回归的方法研究发现,60-64 岁、65-69 岁、70-74 岁、75-79 岁、80-84 岁、85-89 岁、90 岁及以上各年龄组的认知症患病率分别为 0.60%、1.90%、3.50%、5.70%、9.40%、18.70% 和 26.40%。我国不同地区的老年认知症患病率存在差异。我国北方、中部和南方的患病规模和患病率分别 380 万人(5.10%)、320 万人(4.40%)和 120 万人(3.90%)^①。香港和台湾 65 岁及以上老年认知症患者规模约为 21 万人。贾建平等(2014)2008-2009 年采用多阶段整群抽样方法调查了我国 65 岁及以上人群认知症患病率。研究结果表明,我国老年人口认知症患病率为 5.14%,城乡认知症患病率分别为 4.40% 和 6.05%。Huang, Wang 和 Wang 等(2019)在 2013-2015 期间通过对我国 31 个省市自治区 157 个观测点进行的人口调查数据研究,认为我国 65 岁及以上人口中的认知症患病率为 5.60%。魏霞霞,郝志梅和陈玲等(2022)通过简版社区痴呆筛查量表调查 2018 年我国 60 岁以上的老年痴呆患病情况,调查结果认为我国老年认知症患病率约为 18.70%。Qi, Yin 和 Zhang 等(2021)通过对我国 24117 名 60 岁及以上人口开展的认知症患病率调查发现,我国老年人群认知症患病率达到

^①括号内为患病率。

4.22%。贾建平等(2020)采用多级分层聚类抽样方法,对2015-2018年对我国60岁及以上的人群痴呆和轻度认知障碍展开调查,并考虑了地区差异、城市化水平、经济状态、性别和年龄的分布,认为我国认知症患病率为6.00%,并估计我国有1507万老年认知症患者。

(二) 轻度老年认知障碍人群(MCI)发病率和患病率研究

1. 发病率

嵯传军,黄悦勤,刘肇瑞等(2012)通过对北京西城区和大兴区两个社区的老年人口进行5年的跟踪调查,运用10/66痴呆研究项目组的神经心理学问卷对北京城乡两社区的轻度老年认知障碍疾病展开调查。研究发现,轻度老年认知障碍人群的5年累积发病率为10.38%,平均年发病率为2.17%。高龄、居住在农村、脑卒中史、糖尿病史以及肥胖是轻度老年认知障碍疾病发病的重要相关因素。

2. 患病率

目前为止,我国分地区、大规模轻度老年认知障碍调查研究比较少(贾建平等,2019)。从文献梳理结果来看,全国范围内的研究仅仅只有3次(Nie, Xu 和 Liu 等,2011; Jia, Zhou 和 Wei 等,2014; 贾建平等,2020)。与老年认知症情况不同,认知症患病情况可以在GBD数据库中查询到,但是,轻度认知障碍(MCI)患病情况无法通过类似于GBD的权威数据库查询。在这种情况下,地区性的轻度老年认知障碍发病率和患病率研究对老年认知障碍人群预测具有一定的参考价值。Ma, Qu 和 Wang 等(2009)针对于太原市65岁及以上人口的“非痴呆型认知障碍”患病情况调查发现,非痴呆型认知障碍的患病率为9.70%。年龄、性别、受教育程度、家庭收入和婚姻状态都对非痴呆型认知障碍的疾病患病率产生显著的影响。Nie, Xu 和 Liu 等(2011)以我国60岁及以上人口作为调查对象,研究发现认为老年轻度认知障碍的患病率为12.70%。Li, Ma 和 Zhang 等(2013)对北京1020名55岁以上的老年人开展精神心理学调查,发现轻度认知障碍的患病率为15.70%。

从患病因素上来看,高血压、糖尿病和脑血管疾病与轻度认知障碍患病风险的相关性较高,健康的饮食和更多地参与身体、智力和社会活动与轻度认知障碍患病风险相关程度较低。Xu, Xie 和 Song 等(2014)对河北省四个主要城市2601名60岁及以上人口的轻度认知障碍患病率调查发现,轻度认知障碍的患病率达到21.30%,男性患病率为24.10%,女性的患病率为19.90%。高龄、男性、低教育水平和低收入水平都是轻度认知障碍患病风险增高的因素。Jia, Zhou 和 Wei 等(2014)通过聚类抽样调查发现,我国轻度老年认知障碍患病率为20.8%。Guo, Zhao 和 Meng 等(2015)对上海60岁及以上轻度认知障碍人群的患病率进行调查,发现轻度老年认知障碍的患病率为20.10%。Yu Sun, Huey-Jane Lee 和 Shu-Chien Yang 等(2014)对台湾19个县10432名65岁及以上的人口在2011-2013年的认知障碍疾病发病和患病率进行调查。研究结果发现,轻度老年认知障碍的患病率达到18.76%。女性轻度认知障碍患病率(21.63%)高于男性的患病率(15.57%)。刘森,王建华,吴蕾等(2018)采用简短精神状态检查(MMSE)方法对北京海淀区万寿路地区和密云县高岭镇社区60岁及以上人群进行认知障碍筛查。结果发现,轻度老年认知障碍的患病率为21.80%。年龄大、女性、文化程度低、缺

乏锻炼和家族史都是老年认知障碍患病的影响因素。黄武全, 陆媛和于德华 (2019) 2018 年对上海市嘉定区嘉定镇街道 705 名 65 岁以上老年人开展老年轻度认知障碍患病调查, 发现轻度老年认知障碍的患病率为 19.10%。贾建平等 (2020) 的研究显示, 2015-2018 年间, 我国轻度老年认知障碍的患病率为 15.50%, 患病规模大约为 3877 万人。陈聪, 曾燕, 刘丹等 (2021) 利用湖北省老年记忆队列 2018-2019 年的第一轮基线调查数据, 对湖北城市社区和农村 65 岁及以上的老年人进行抽样调查, 结果发现, 轻度老年认知障碍的患病率为 24.50%。负航, 王丽和于翔 (2021) 通过对苏州市 65 岁及以上人口的轻度老年认知障碍患病率调查, 发现苏州市社区轻度老年认知障碍的患病率为 32.00%。刘敏丽, 周春兰, 龙艳娟等 (2021) 对珠海市金湾区 65 岁及以上的老年人口 2019 年 8 月-2020 年 1 月期间轻度老年认知障碍患病率调查发现, 该区老年人口中轻度认知障碍患病率为 22.30%。

(三) 老年认知障碍人群规模预测研究

1. 全球老年认知障碍人群规模预测

国际阿尔茨海默病协会 (ADI) 发布的《世界阿尔茨海默病 2018 年报告》指出, 全球大概每 3 秒钟就会产生一位痴呆患者。预计到 2050 年, 全球痴呆患者数量将达到 1.5 亿, 这当中有约 60.00%~70.00% 为阿尔茨海默病患者。

GBD 2019 痴呆预测组 (2022) 根据 GBD 数据库, 采用 Bayesian Meta-regression Mode 和 MR-BRT 模型 (Meta-Regression-Bayesian Regularised Trimmed) 推测, 到 2030 年, 全球痴呆患者规模预计达到 5.74 亿人, 2050 年预计增加至 1.53 亿人。世界卫生组织 (2021) 估计, 若按当前患病率不变, 到 2030 年, 痴呆症患者预计会达到 7800 万人, 到 2050 年时将达到 1.39 亿人。

2. 我国老年认知障碍人群规模预测

贾建平等 (2021) 利用 Broomker 和 Gray (2000) 的方法, 对 2020-2050 年我国老年认知症人群规模进行了预测。结果表明, 2020 年我国老年痴呆的患病规模估计为 1625 万人, 到 2050 年, 我国老年痴呆患者的规模将达到 4898 万人。Xu, Wang 和 Wimo 等 (2017) 根据 Chan, Wang 和 LIU 等 (2013) 的研究, 对我国痴呆疾病的患病率进行预测。结果显示: 2020 年, 我国 60 岁及以上老年人口中痴呆患病率估计为 5.80%, 病患规模估计达到 1406.90 万人。到 2030 年, 在 60 岁及以上老年人口中, 痴呆的患病率预计为 6.70%, 病患规模预计为 2329.07 万人。

从文献梳理结果来看, 已有老年认知障碍人群规模研究呈现出两个特点。第一, 当前对老年认知障碍人群规模研究主要集中于患病率, 对发病率研究有所欠缺。其主要原因是, 发病率需要长期跟踪调查, 成本高, 研究难度大。由于发病率研究难度大, 一些研究在预测老年认知障碍人群规模时, 假定患病率不变。根据对文献的梳理总结可以发现, 我国老年认知障碍人群患病率呈现不断上升趋势, 如果假定患病率不变, 将会影响预测结果的真实性。由于老年认知障碍的年发病率变化相对缓慢 (张雅静, 鲁永博和李浩然等, 2022), 如果在预测中假定分年龄分性别的发病率稳定不变, 应该更符合我国的现实情况。第二, 我国目前老年认知障碍人群规模预测方案有限 (贾建平等, 2020), 特别是轻度老年认知障碍人群规模预测缺乏, 导致预

测方案之间缺乏比较，在一定程度上影响了老年认知障碍人群规模预测研究的发展和推进。

本研究通过采用系统动力学模型，运用系统仿真预测老年认知障碍人群规模及其长期发展趋势。通过情景分析，仿真模拟不同政策方案下老年认知障碍人群规模控制效果，为政府部门选择有效的政策干预措施，抑制老年认知障碍人群快速增长，提供决策参考。

三、研究方法 with 关键参数设定

（一）研究方法

本报告主要采用系统动力学的方法进行预测。系统动力学（System Dynamics）由麻省理工大学 Forrest 教授于 1956 年创立，是认识系统问题和解决问题的一种交叉学科。系统动力学方法利用构建系统之间的结构关系，通过流、水平变量、速率变量、辅助变量等建立因果反馈机制，通过各类运算规则、表函数等形式定义系统各个变量之间的运算关系，最终达到从系统内部的结构来讨论研究对象变化特征的目的。系统动力学善于处理高阶数、多回路和非线性的复杂系统，系统动力学将复杂系统划分为若干个子系统，通过子系统间的相互关联，形成一个闭环反馈信息系统，为政策实践提供模拟实验仿真。对于一个结构稳定、关系不变的系统，系统动力学可以达到一个很好的仿真和预测结果，运用系统动力学方法，Forrest 在 1971 年建立了世界模型，阐述世界人口增长、经济发展、环境污染和资源开发的基本模型。系统动力学从诞生至今，已经被学界接受认可，并广泛运用于人口研究、产业规划、经济增长、生态经济、物流管理和区域研究之中。

本研究将老年认知障碍人群系统动力学模型划分为六个子系统，分别为男性人口子系统、女性人口子系统、男性 MCI 人口子系统、女性 MCI 人口子系统、男性老年认知症人口子系统和女性老年认知症人口子系统，一共包含 372 个变量。核心思想是根据人口发展子系统预测出各个年龄阶段的人口数量，再根据发病率、死亡率测算出各个年龄阶段的老年认知障碍人群。由于人口系统结构相对稳定，轻度老年认知障碍人群和老年认知症人群发病率和死亡率也较为平稳，理论上该模型可以作长期预测，本研究将预测终期设定为 2035 年。

（二）主要变量含义及其方程

从连续时间的动力系统角度来看，确定存量的初始数值，每个时间点的进项和出项，通过微分方程的形式就可以表达并计算出系统内该存量的每个时间点上的变化情况，从而构建一个封闭系统以描述各个变量随着时间动态的变化趋势。老年认知障碍人群的人口系统就可以看成一个封闭的动力系统。确定了人口不同年龄阶段在每个观测时间点的出生率和死亡率，就可以逐步递推出每年的人口数量变化。

基于这个思想，在本研究中，老年认知障碍人群的系统动力学模型包含了分年龄组老年认知障碍人群的发病、病死、成长几个重要的变量。以某一年龄组（5 年一组）的轻度老年认知障碍人群为例。

$$MCI = C + \int_0^t (MI2 + MMCI1 - MCD2 - MMCI2) dt \quad (1)$$

$$MI2 = M \times \frac{MIR2}{100} \quad (2)$$

$$MMCI1 = \frac{MCI}{5} \quad (3)$$

$$MCD2 = MCI \times \frac{MDR2}{1000} \quad (4)$$

$$MMCI2 = \frac{MCI}{5} \quad (5)$$

其中, MCI 代表该年龄组中患有轻度老年认知障碍疾病的人数, C 代表其在初始状态下的患病人数。M 代表该年龄组人口数, MI2 代表该年龄组男性人口轻度老年认知障碍患者的年新增发病人数, MIR2 为该年龄组男性人口轻度老年认知障碍发病率。MCD2 代表该年龄组男性人口轻度老年认知障碍患者的死亡人数, MDR2 代表该年龄组男性人口轻度老年认知障碍患者的死亡率。MMCI1 和 MMCI2 分别为上一年龄组衰老为该年龄组, 以及该年龄组衰老为下一年龄组的男性人口, 也即 64 岁和 69 岁男性人口的数量。为了将这两个变量平滑处理, 这两个变量分别设定为 60-64 岁年龄组男性人口和该年龄组男性人口的 1/5, 这个处理的前提假设是年龄组内每个年龄人口数大致相同 (若年龄组为 1 年一组, 则无需进行平滑处理)。

1. 男女人口子系统

基于第五次人口普查、第六次人口普查和第七次人口普查数据, 本研究构建了中国人口发展系统, 用于模拟仿真分年龄组的人口变化, 60 岁以上各个年龄组作为其他两个系统的接口。

人口系统的变量为分五岁年龄组的人口发展趋势, 除 0 岁年龄组、1-4 岁年龄组外, 其他年龄阶段的人群按每五年分成 40 个年龄组, 分别为男性和女性的 5-9 岁、10-14 岁、15-19 岁、20-24 岁、25-29 岁、30-34 岁、35-39 岁、40-44 岁、45-49 岁、50-54 岁、55-59 岁、60-64 岁、65-69 岁、70-74 岁、75-79 岁、80-84 岁、85-89 岁、90-94 岁、95-99 岁和 100 岁及以上年龄组。其关键变量及其定义见表 1。所有人口加总为总人口, 60 岁及以上人口年龄组加总为 60 岁及以上人口。

表1 男女人口子系统关键变量的含义（以65-69岁年龄组为例）

所属系统	变量名称	变量含义	变量类型	单位
男性人口子系统	65-69 岁（男）	65-69 岁年龄组中的男性人数	水平变量	万人
	M13	上一年龄组衰老为 65-69 岁年龄组的男性人数	速率变量	万人
	M14	65-69 岁年龄组衰老为下一年龄组的男性人数	速率变量	万人
	DM14	65-69 岁年龄组的男性死亡人数	速率变量	万人
	DRM14	65-69 岁年龄组的男性死亡率	辅助变量	%
女性人口子系统	65-69 岁（女）	65-69 岁年龄组中的女性人数	水平变量	万人
	F13	上一年龄组衰老为 65-69 岁年龄组的女性人数	速率变量	万人
	F14	65-69 岁年龄组衰老为下一年龄组的女性人数	速率变量	万人
	DF14	65-69 岁年龄组的女性死亡人数	速率变量	万人
	DRF14	65-69 岁年龄组的女性死亡率	辅助变量	%

2. 男女 MCI 人口子系统

在男性 MCI 人口子系统和女性 MCI 人口子系统中，不仅要考虑到人口的衰老和死亡的演化过程，还要考虑到每年的新增发病人数。因此该系统包含的速率变量要比普通的人口模型多。由于男性女性之间的发病率有所差别，研究显示，女性的轻度老年认知障碍发病率要高于男性，所以将轻度老年认知障碍人群的研究分为男性 MCI 人口子系统和女性 MCI 人口子系统两个子系统。

由于研究对象为老年人口中的轻度认知障碍人群，所以研究子系统包括 60-64 岁、65-69 岁、70-74 岁、75-79 岁、80-84 岁、85-89 岁、90-94 岁和 95 岁及以上年龄组共 8 个年龄组。其关键变量的含义见表 4。所有人口加总为患轻度认知障碍的老年人口。患轻度认知障碍的老年人口除以总人口则为轻度认知障碍疾病的患病率。同样的方法也可以计算出分性别的轻度认知障碍疾病的患病率。

表2 男女MCI人口子系统关键变量的含义（以65-69岁年龄组为例）

所属系统	变量名称	变量含义	变量类型	单位
男性 MCI 人口子系统	65-69 岁 MCI（男）	65-69 岁年龄组中患有轻度认知障碍疾病的男性人数	水平变量	万人
	MI2	65-69 岁年龄组轻度认知障碍的年新增发病的男性人数	速率变量	万人
	MMCI1	上一年龄组患有轻度认知障碍衰老为 65-69 岁年龄组的男性人数	速率变量	万人
	MCD2	65-69 岁年龄组轻度认知障碍的男性死亡人数 + 治愈人数	速率变量	万人
	MMCI2	65-69 岁年龄组患有轻度认知障碍衰老为下一年龄组的男性人数	速率变量	万人
	MIR2	65-69 岁年龄组中男性老年轻度认知障碍疾病的发病率	辅助变量	%
	MDR2	65-69 岁年龄组中男性老年轻度认知障碍疾病的死亡率	辅助变量	%
女性 MCI 人口子系统	65-69 岁 MCI（女）	65-69 岁年龄组中患有轻度认知障碍疾病的女性人数	水平变量	万人
	FI2	65-69 岁年龄组轻度认知障碍的年新增发病的女性人数	速率变量	万人
	FMCI1	上一年龄组患有轻度认知障碍衰老为 65-69 岁年龄组的女性人数	速率变量	万人
	FCD2	65-69 岁年龄组轻度认知障碍的女性死亡人数 + 治愈人数	速率变量	万人
	FMCI2	65-69 岁年龄组中女性老年轻度认知障碍疾病的发病率	速率变量	万人
	FIR2	65-69 岁年龄组中女性老年轻度认知障碍疾病的发病率	辅助变量	%
	FDR2	65-69 岁年龄组中女性老年轻度认知障碍疾病的死亡率	辅助变量	%

3. 男女老年认知症人口子系统

男性老年认知症人口子和女性老年认知症人口子系统的结构与轻度老年认知障碍子系统的结构基本一致。鉴于数据可得性,老年认知症人口子系统包括 60-64 岁、65-69 岁、70-74 岁、75-79 岁、80-84 岁和 85 岁及以上年龄组共 6 个年龄组。其关键变量的含义见表 5。所有人口加总为患老年认知症疾病的老年人口。患老年认知症疾病的老年人口除以总人口则为老年认知症的患病率。同样的方法也可以计算出分性别的老年认知症疾病的患病率。

表5 男女老年认知症人口子系统关键变量的含义(以65-69岁年龄组为例)

所属系统	变量名称	变量含义	变量类型	单位
男性老年认知症人口子系统	65-69 岁 DMT(男)	65-69 岁年龄组中患有老年认知症疾病的男性人数	水平变量	万人
	MDI2	65-69 岁年龄组老年认知症的年新增发病的男性人数	速率变量	万人
	MD1	上一年龄组患有老年认知症衰老为 65-69 岁年龄组的男性人数	速率变量	万人
	MDD2	65-69 岁年龄组老年认知症的男性死亡人数 + 治愈人数	速率变量	万人
	MD2	65-69 岁年龄组患有老年认知症衰老为下一年龄组的男性人数	速率变量	万人
	MDIR2	65-69 岁年龄组中男性老年认知症疾病的发病率	辅助变量	%
	MDDR2	65-69 岁年龄组中男性老年认知症疾病的死亡率	辅助变量	%
女性老年认知症人口子系统	65-69 岁 DMT(女)	65-69 岁年龄组中患有老年认知症疾病的女性人数	水平变量	万人
	FDI2	65-69 岁年龄组老年认知症的年新增发病的女性人数	速率变量	万人
	FD1	上一年龄组患有老年认知症衰老为 65-69 岁年龄组的女性人数	速率变量	万人
	FDD2	65-69 岁年龄组老年认知症的女性死亡人数 + 治愈人数	速率变量	万人
	FD2	65-69 岁年龄组患有老年认知症衰老为下一年龄组的女性人数	速率变量	万人
	FDIR2	65-69 岁年龄组中女性老年认知症疾病的发病率	辅助变量	%
	FDDR2	65-69 岁年龄组中女性老年认知症疾病的死亡率	辅助变量	%

(三) 关键参数设定

1. 男女 MCI 人口子系统

基于相关文献的研究,我们构建了中国 MCI 人口子系统,用于模拟仿真 MCI(轻度认知障碍, Mild Cognitive Impairment) 人群各年龄组的数量变化趋势。MCI 人群的发病率根据禚传军和黄月勤等(2012)的研究所得出的结论。该研究并没有统计 60-64 岁年龄组的 MCI 发病率,所以本报告假设 60-64 岁与 65-69 岁发病率一致。初始状态下(2000)轻度老年认知障碍的初始人数根据当年患病率计算而得。2000 年的轻度老年认知障碍的患病率来自黄若燕,唐牟尼和马崔等(2008)对广州市 60 岁及以上老人轻度认知障碍的患病率调查的研究结论。该研究的结论发现,2000 年广州市 MCI 男性 60-64 岁、65-69 岁、70-74 岁、75-79 岁、80-84 岁、85-89 岁以及 90 岁以上人群的患病率分别为 1.52%、1.85%、2.87%、5.88%、7.38%、8.47% 和 18.75%,女性相应年龄组的患病率分别为 3.82%、3.71%、5.88%、12.18%、13.26%、14.02%、10.42%。

研究表明,2018 年我国老年认知障碍的患病率约在 15% 左右。据此,报告反推出 MCI 人群的病死率大约为 1.3 倍对应年龄组正常的死亡率。对应年龄组死亡率根据第五次人口普查长表数据、第六次人口普查长表数据、第七次人口普查长表数据,并且假设到 2035 年,死亡率仍然不变数据一致。

表4 基于PSM 计算的处理效应

年龄组	MCI 发病率		MCI 死亡系数	
	男 (%)	女 (%)	男	女
60-64 岁	0.95	1.81		
65-69 岁	0.95	1.81		
70-74 岁	2.17	1.93	1.3 倍对应年龄组死亡率	
75-79 岁	2.82	3.18		
80-84 岁	3.41	2.81		
85 岁及以上	3.58	2.09		

2. 男女老年认知症人口子系统

老年认知症人群的发病率、死亡率都根据 GBD（全球疾病负担研究，Global Burden of Disease）2000-2019 年的算术平均值，并假设 2000-2035 年的老年认知症发病率和老年认知症病死率。老年认知症相关的发病率和病死率展示在表 2 中。

表5 老年认知症人口子系统关键参数

年龄组	老年认知症发病率		老年认知症病死率	
	男 (%)	女 (%)	男 (%)	女 (%)
60-64 岁	0.14	0.16	13.95	13.95
65-69 岁	0.22	0.31	14.70	14.70
70-74 岁	0.42	0.63	15.15	15.15
75-79 岁	0.90	1.32	17.13	17.13
80-84 岁	1.55	2.70	29.20	29.20
85-89 岁	2.25	2.70	42.71	42.71
90-94 岁	3.21	3.71	58.77	58.77
95 岁及以上	4.23	4.72	78.07	78.07

（四）情景分析方案

1. 增强老年认知障碍人群早期筛查和干预

老年认知障碍人群的早期筛查主要通过人群筛查，发现早期的患者和高风险人群，从而在认知障碍疾病发展的初期或尚未发展的阶段开始发现可疑病人，跟踪对比预警指标的变化，对病人或高风险人群进行针对性的干预手段，包括社会交际参与、认知能力训练、身体机能锻炼等方式，降低老年认知障碍的发病率，以及老年认知障碍对老年人群体带来的伤害。

一般而言，老年认知障碍患者在早期都表现为轻度认知障碍，因此，情景假设 1 下，轻度认知障碍（MCI）的发病率会有所降低。假设在情景假设 1 下，认知障碍发病率下降到基准状态下 90.00% 的水平。

情景假设 1：MCI 发病系数 = 0.90。

2. 加强老年认知障碍人群自我健康管理

老年认知障碍人群通过提高自身对认知障碍疾病的重视程度，加强自我健康管理的意识，及时通过各类生理健康信息和心理健康信息监控自己的身体状况，进行自我观察、自我治疗、自我护理、自我康复、自我预防，养成良好的健康生活习惯。由于认知障碍人群加强自我健康

管理, 因此由轻度认知障碍疾病转化为老年认知症疾病的概率就下降了。假设老年认知症疾病的发病率下降到基准状态下 90.00% 的水平。

情景假设 2: 老年认知症发病系数 =0.90。

3. 加强老年认知障碍人群的康复治疗

通过大力推进老年认知障碍疾病的基础研究及其应用研究, 开发多样化的老年认知障碍疾病的治疗手段, 采用先进的治疗手段和科学的治疗流程, 从而提高老年认知障碍疾病的治愈率^①。轻度认知障碍和老年认知症疾病的治愈率^②均达到 1.00%。

情景假设 3: 认知障碍疾病治愈率 =0.01。

4. 加强老年认知障碍人群整合式医疗

老年认知障碍人群的整合式医疗旨在从预防、诊断、治疗到康复的全环节服务链整合到对老年人认知障碍群体的医疗服务之中, 根据老年认知障碍群体的需要, 将健康促进、疾病预防、诊断治疗、护理康复、临终关怀等各种医疗卫生服务及其管理整合在一起, 根据社会、环境和心理实现医疗资源的整合, 协调各级各类医疗卫生机构为人民群众提供终身连贯的服务。

由于该模式综合了以上所有情景, 因此模式下, 轻度老年认知障碍人群和老年认知症疾病的发病率均下降到基准状态下的 90.00% 的水平, 且存在治愈率达到 1.00%。

情景假设 4: MCI 发病系数 =0.90, 老年认知症发病系数 =0.90, 老年认知障碍疾病治愈率 =0.01。

表6 情景假设及其含义

情景假设	方案含义
增强老年认知障碍人群早期筛查和干预	MCI 发病系数 =0.90
加强老年认知障碍人群自我健康管理	老年认知症发病系数 =0.90
加强老年认知障碍人群的康复治疗	老年认知障碍疾病治愈率 =0.01
加强老年认知障碍人群整合式医疗	MCI 发病系数 =0.90, 老年认知症发病系数 =0.90, 老年认知障碍疾病治愈率 =0.01。

①根据《中国阿尔兹海默症诊治指南》和英国《NICE痴呆诊治指南》, 胆碱酯酶可以用于改善认知水平, 提高日常生活能力及临床总体变化, 美国FDA也批准多奈哌齐、加兰他敏、卡巴拉汀和美金刚等药物用于治疗老年认知症。但目前仍然尚未发现确切能够治愈该病症的药物或治疗手段。这里假设某种药物或治疗手段被发明, 并能够治愈老年认知障碍疾病。

②这里的治愈率指平均每100个认知障碍的病人中每年治愈的人数。

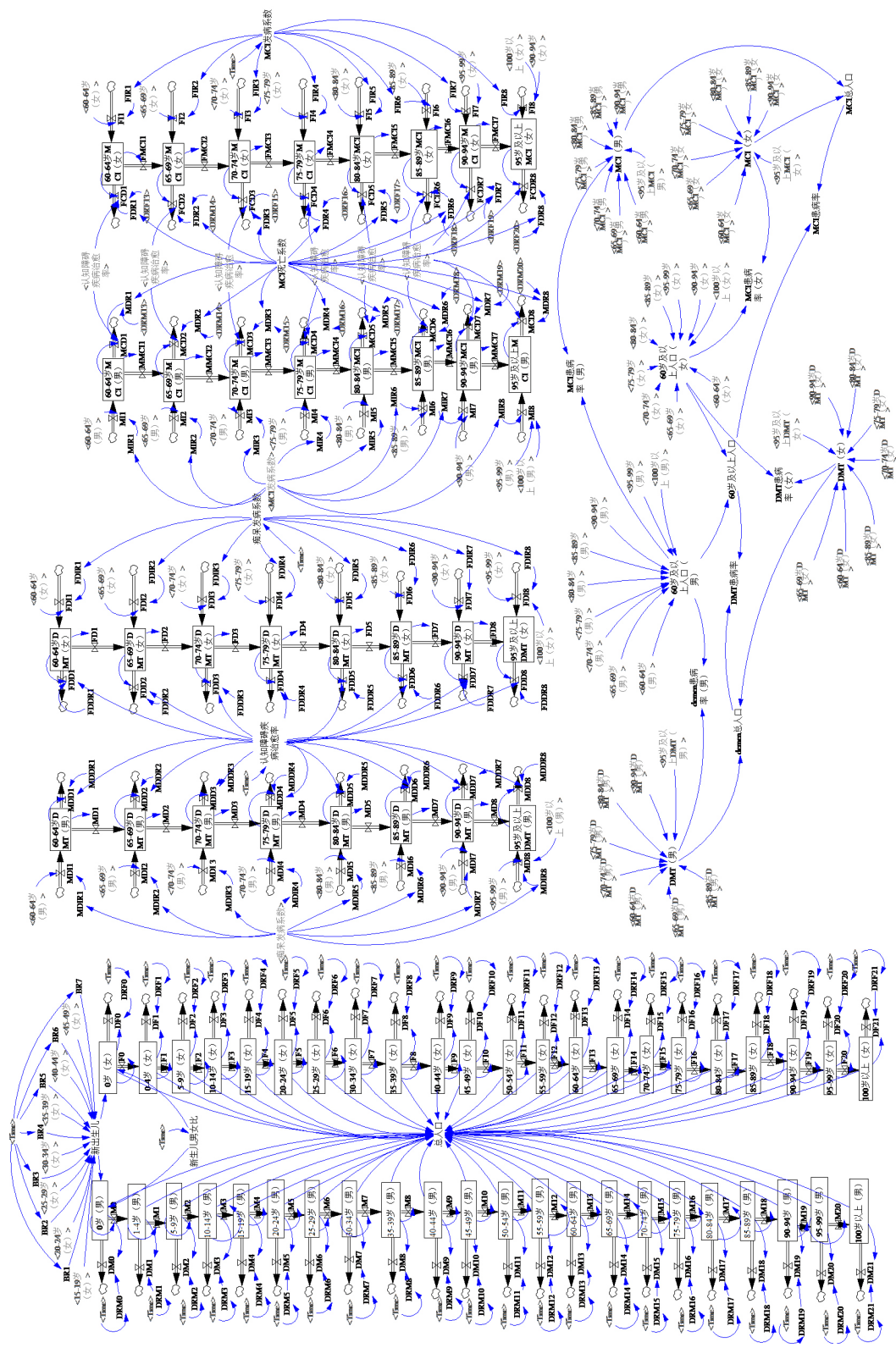


图1 老年认知障碍人群的系统动力学流图

四、仿真结果

在通过历史检验和敏感性检验的基础上,本研究通过 Vensim PLE 软件构建并运行系统动力学模型,仿真结果如下。

(一) 患病规模:预计到 2035 年,轻度老年认知障碍人群或逾 8700 万人,老年认知症人群或逾 4800 万人

1. 轻度老年认知障碍人群规模呈现加速上升趋势,女性患者规模大于男性

基准模式下的预测结果显示,轻度老年认知障碍人群规模呈现加速扩大的趋势(见图 2)。从 2000 年到 2020 年,轻度老年认知障碍人群规模从 603.82 万人上升到 4332.81 万人。到 2035 年,轻度老年认知障碍人群规模将达到 8797.47 万人,15 年间的增长率达 102.81%。

分性别来看,女性轻度老年认知障碍人群规模明显要大于男性(见图 2)。从 2000 年到 2020 年,女性轻度老年认知障碍人群规模从 422.57 万人上升到 2581.60 万人。同时期男性轻度老年认知障碍人群规模从 181.25 万人上升到 1752.20 万人。到 2035 年,女性轻度老年认知障碍人群规模将达到 5132.05 万人,男性轻度老年认知障碍人群规模将达到 3665.42 万人。

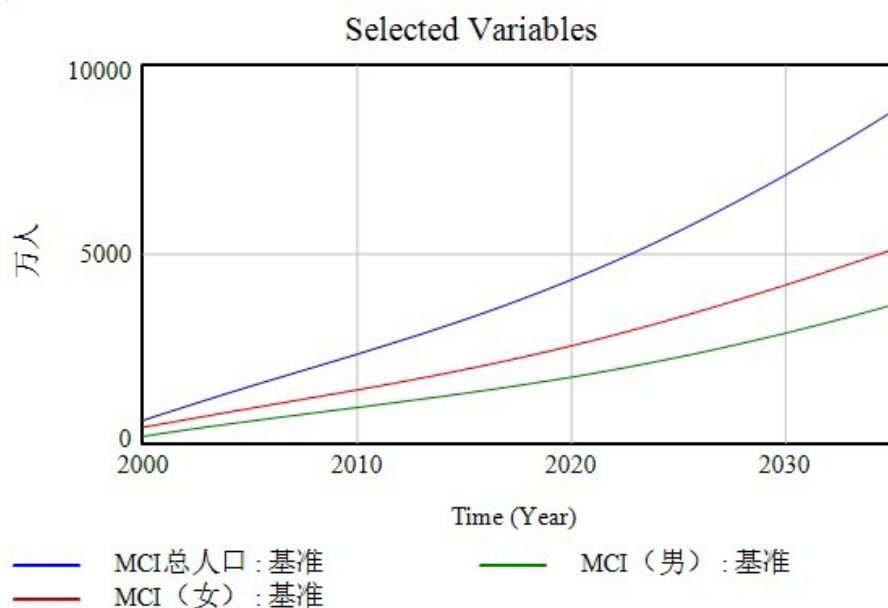


图2 轻度老年认知障碍人群规模预测

2. 老年认知症人群规模呈现加速扩大趋势,女性患者规模明显大于男性

基准模式下的预测结果显示,老年认知症人群规模呈现出加速扩大趋势(见图 3)。从 2000 年到 2020 年,老年认知症人群规模从 512.63 万人上升到 2368.90 万人。到 2035 年,老年认知症人群规模将达到 4873.45 万人,15 年间的增长率达 105.73%。

分性别来看,女性老年认知症人群规模明显要大于男性(见图 3)。从 2000 年到 2020 年,女性老年认知症人群规模从 327.75 万人上升到 1427.54 万人。同时期男性老年认知症人群规模

从 184.88 万人上升到 941.35 万人。到 2035 年，女性老年认知症人群规模将达到 2934.77 万人，男性老年认知症人群规模将达到 1938.68 万人。

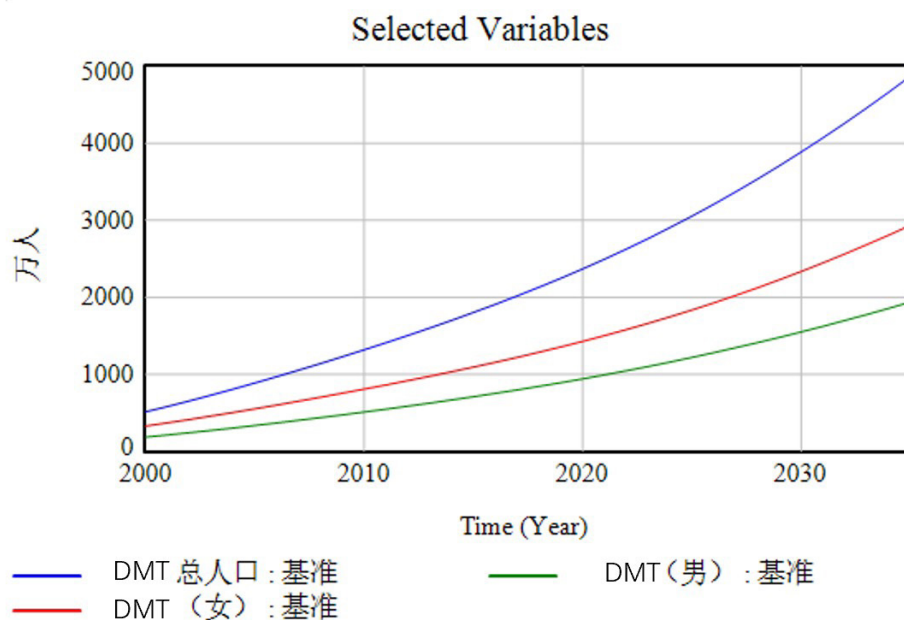


图3 老年认知症人群规模预测

(二) 患病率：预计到 2035 年，每十个老年人中就有 2 人患有轻度认知障碍，1 人患有老年认知症

1. 轻度老年认知障碍患病率呈现线性增长趋势，女性患病率高于男性

基准模式下的预测结果显示，轻度老年认知障碍疾病的患病率在 2020 年后呈现线性增长的趋势（见图 4）。从 2000 年到 2020 年，轻度老年认知障碍疾病的患病率从 4.65% 上升到 15.34%。到 2035 年，轻度老年障碍疾病的患病率预计将达到 20.46%。这意味着，每 5 个 60 岁以上的老年人中，就有 1 位老年人患有轻度认知障碍。

分性别来看，女性轻度老年认知障碍患病率明显要高于男性（见图 4）。从 2000 年到 2020 年，女性轻度老年认知障碍患病率从 6.35% 上升到 17.79%。同时期男性轻度老年认知障碍患病率从 2.86% 上升到 12.84%。到 2035 年，女性轻度老年认知障碍患病率将达到 22.92%，男性轻度老年认知障碍患病率将达到 17.79%。

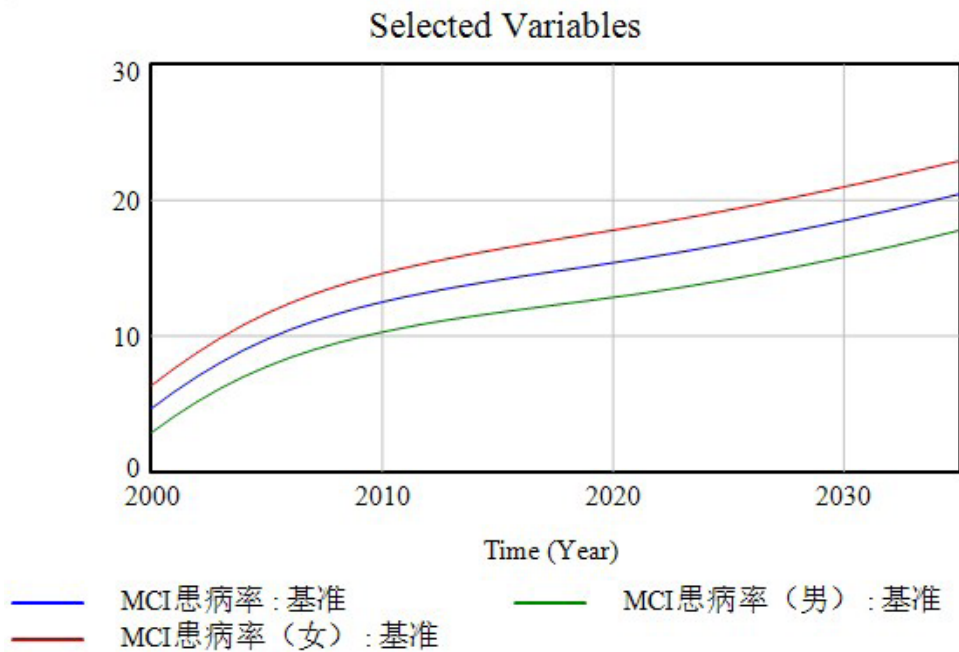


图4 轻度老年认知障碍患病率预测

2. 老年认知症的患病率呈现轻微加速增长趋势，女性患病率高于男性

基准模式下的预测结果显示，老年认知症疾病的患病率在 2020 年后呈现轻微加速增长的趋势（见图 5）。从 2000 年到 2020 年，老年认知症疾病的患病率从 3.94% 上升到 8.42%。到 2035 年，老年认知症疾病的患病率预计将达到 11.33%。这意味着，每 10 个 60 岁以上的老年人中，就有 1 位老年人患有认知症。

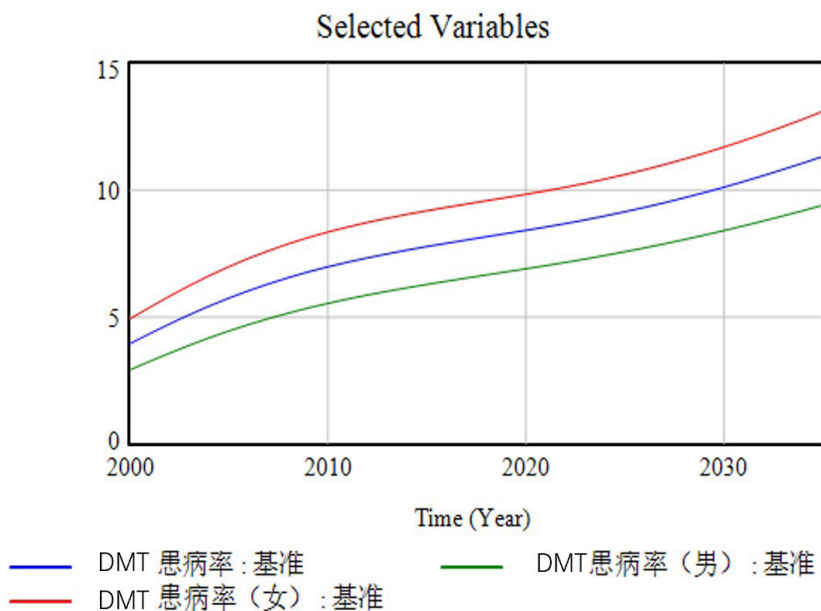


图5 老年认知症患病率预测

分性别来看，女性患病率明显要高于男性（见图 5）。从 2000 年到 2020 年，女性老年认知症患病率从 4.92% 上升到 9.84%。同时期男性老年认知症患病率从 4.94% 上升到 6.90%。到 2035 年，女性老年认知症患病率将达到 13.11%，男性老年认知症患病率将达到 9.41%。

五、情景分析

为了探究不同政策情景下老年认知障碍人群规模和患病率变化情况，本研究仿真模拟了不同政策的效果，并对不同的政策进行评价。

本研究提出了四种情景假设，并假定在 2023 年实施这些政策，由此进行情景分析。

（一）情景假设 1：增强老年认知障碍人群早期筛查和干预

该情景主要针对轻度老年认知障碍人群，因此该部分仅对“增强老年认知障碍人群早期筛查和干预”这一政策对轻度老年认知障碍人群规模和患病率的影响进行分析。

1. 人群规模控制效果：到 2035 年，轻度老年认知障碍人群规模减少 686.35 万人，下降幅度达 7.80%

假设在 2023 年实施“增强老年认知障碍人群早期筛查和干预”政策，系统动力学仿真模拟结果显示，预计到 2035 年，轻度老年认知障碍人群将从 8797.47 万人下降到 8111.12 万人，下降 686.35 万人，下降幅度达 7.80%；男性轻度老年认知障碍人群将从 3665.42 万人下降到 3364.72 万人，下降 300.70 万人，下降幅度达 8.20%；女性轻度老年认知障碍人群将从 5132.05 万人下降到 4746.4 万人，下降 385.65 万人，下降幅度达 7.52%。

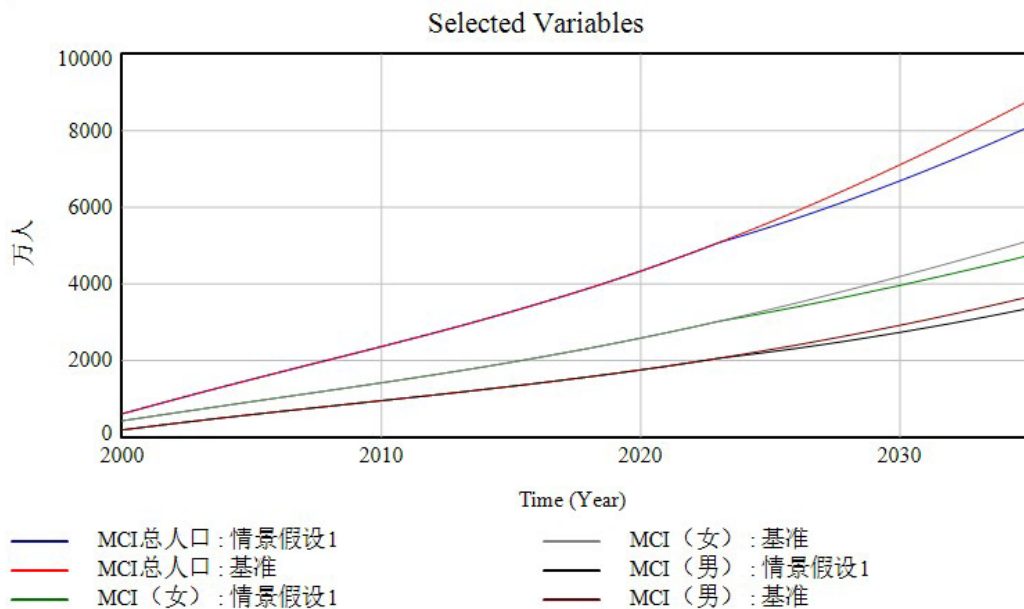


图6 情景假设1下轻度老年认知障碍人群规模模拟

2. 患病率干预效果：到 2035 年，轻度老年认知障碍患病率下降 1.60%

假设在 2023 年实施该政策，系统动力学仿真模拟结果显示，预计到 2035 年，轻度老年认知障碍患病率将从 20.46% 下降到 18.86%，下降 1.60%；男性轻度老年认知障碍患病率将从 17.79% 下降到 16.33%，下降 1.46%；女性轻度老年认知障碍患病率将从 22.92% 下降到 21.20%，下降 1.72%。

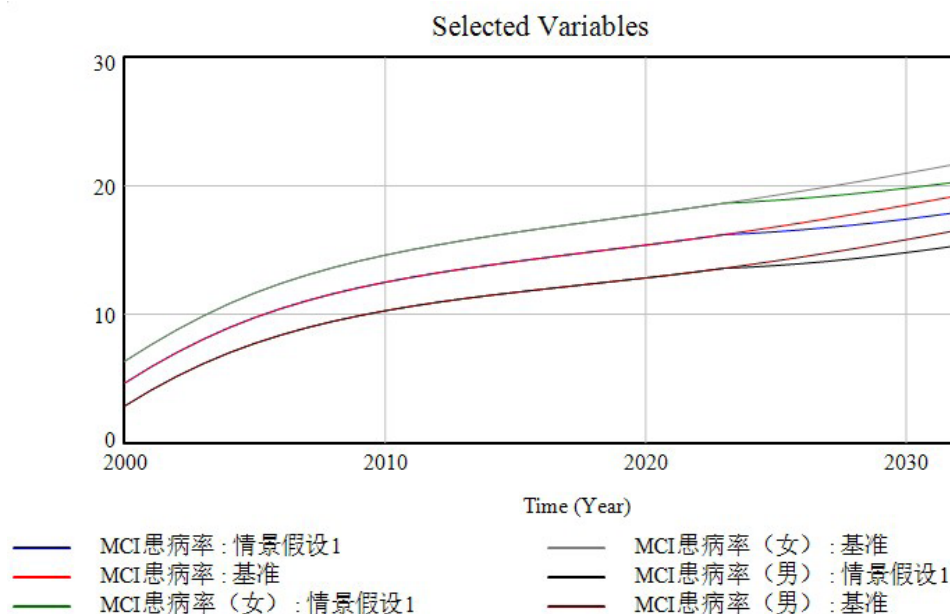


图7 情景假设1下轻度老年认知障碍患病率模拟

(二) 情景假设 2：加强老年认知障碍人群自我健康管理

该情景主要针对老年认知症人群，因此该部分仅对“加强老年认知障碍人群自我健康管理”这一政策对老年认知症人群规模和患病率的影响进行分析。

1. 人群规模控制效果：老年认知症人群规模下降 338.02 万人，下降幅度达

假设在 2023 年实施该政策，系统动力学仿真模拟的结果显示，预计到 2035 年，老年认知症人群将从 4873.45 万人下降到 4535.43 万人，下降 338.02 万人，下降幅度达 6.94%；男性老年认知症人群将从 1938.68 万人下降到 1804.77 万人，下降 133.910 万人，下降幅度达 6.91%；女性老年认知症人群将从 2934.77 万人下降到 2730.66 万人，下降 204.11 万人，下降幅度达 6.95%。

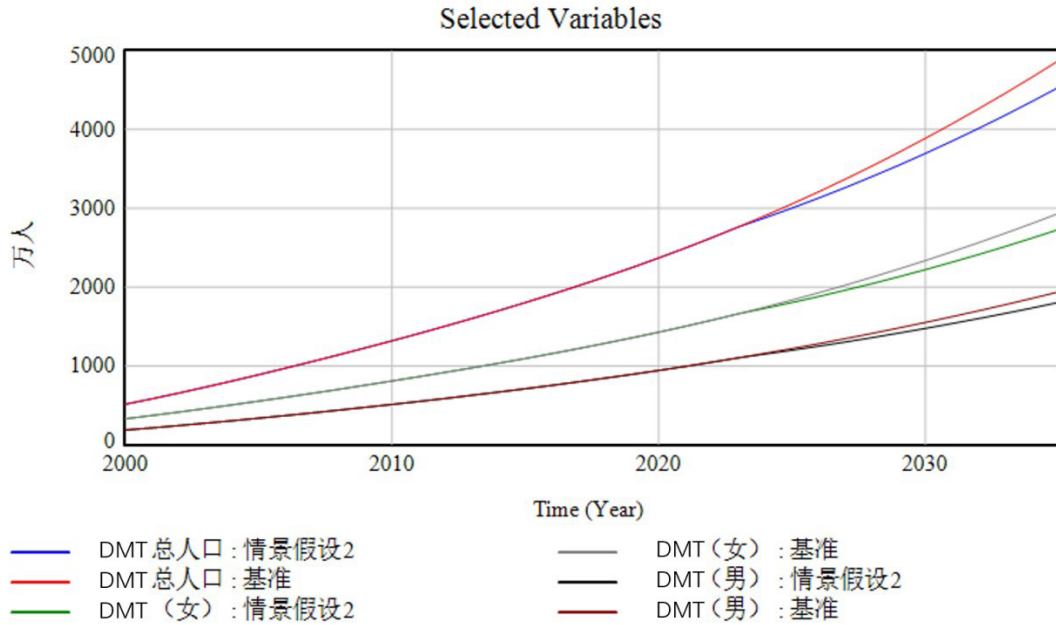


图8 情景假设2下老年认知症人群规模模拟

2. 患病率干预效果：到 2035 年，老年认知症患病率下降 0.78%

假设在 2023 年实施该政策，系统动力学仿真模拟的结果显示，预计到 2035 年，老年认知症患病率将从 11.33% 下降到 10.55%，下降 0.78%；男性老年认知症患病率将从 9.41% 下降到 8.76%，下降 0.65%；女性老年认知症患病率将从 13.11% 下降到 12.19%，下降 0.92%。

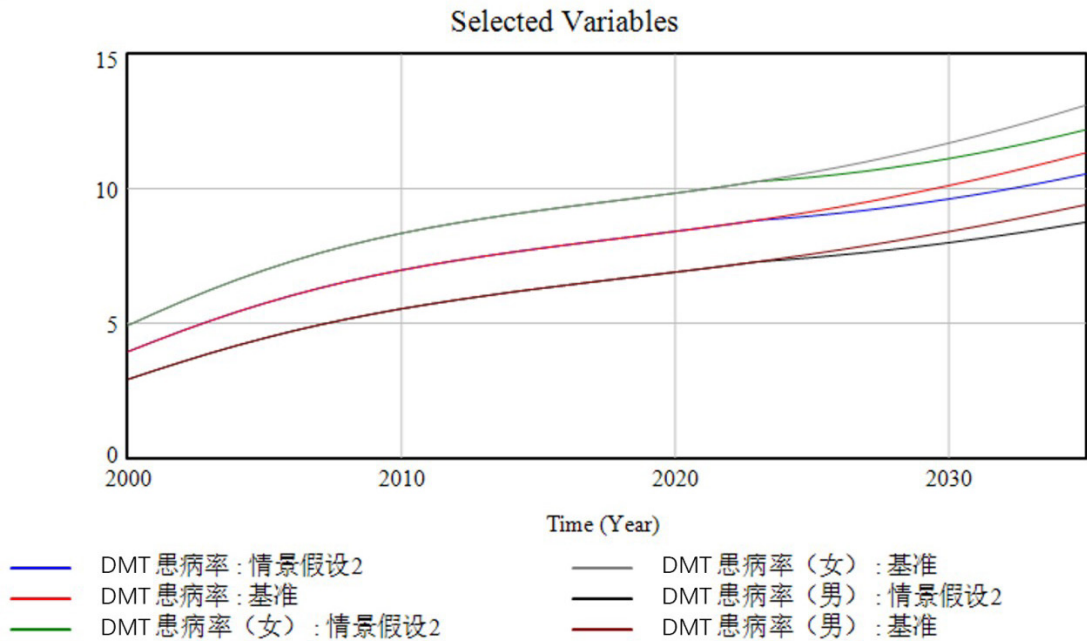


图9 情景假设2下老年认知症患病率模拟

(三) 情景假设 3：加强老年认知障碍人群的康复治疗

1. 人群规模控制效果：预计到 2035 年，轻度老年认知障碍人群规模减少 549.53 万人，老年认知症人群减少 333.74 万人

假设在 2023 年实施“加强老年认知障碍人群的康复治疗”政策，系统动力学仿真模拟结果显示，预计到 2035 年，轻度老年认知障碍人群将从 8797.47 万人下降到 8247.94 万人，下降 549.53 万人，下降幅度达 6.25%；男性轻度老年认知障碍人群将从 3665.42 万人下降到 3452.38 万人，下降 213.04 万人，下降幅度达 5.81%；女性轻度老年认知障碍人群将从 5132.05 万人下降到 4795.57 万人，下降 336.48 万人，下降幅度达 6.56%。

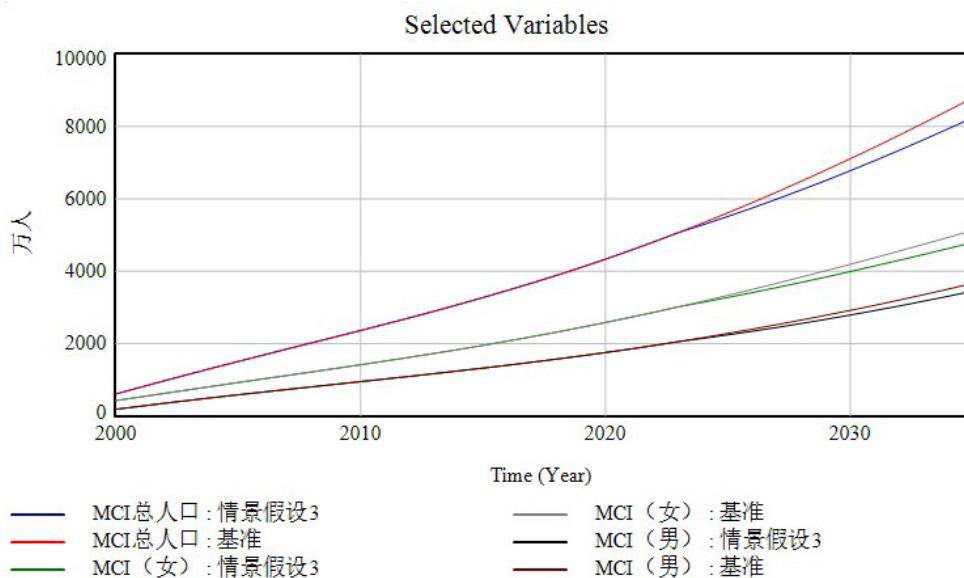


图10 情景假设3下老年轻度认知障碍人群规模模拟

老年认知症人群将从 4873.45 万人下降 4539.71 万人，下降 333.74 万人，下降幅度达 6.85%；男性老年认知症人群将从 1938.68 万人下降到 1805.39 万人，下降 133.29 万人，下降幅度达 6.88%；女性老年认知症人群将从 2934.77 万人下降到 2734.33 万人，下降 200.44 万人，下降幅度达 6.83%。

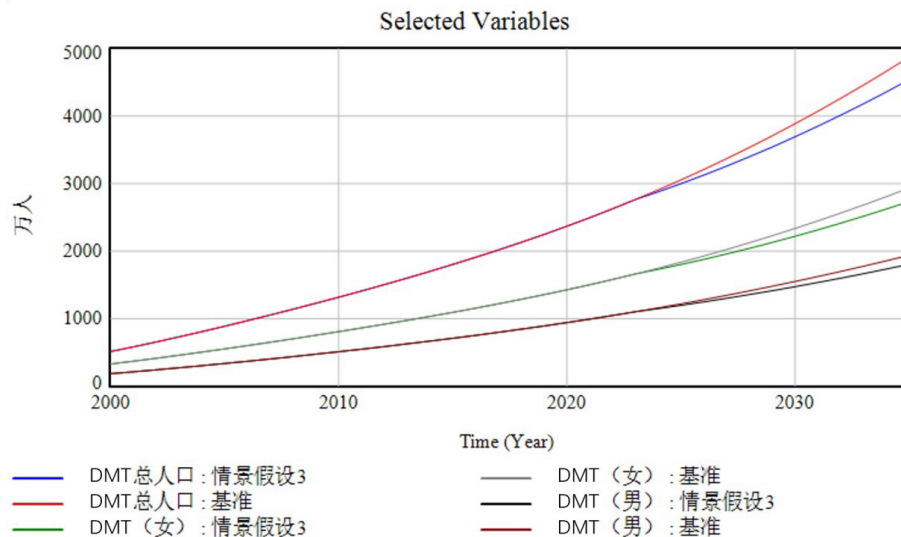


图11 情景假设3下老年认知症人群规模模拟

2. 患病率干预效果：预计到 2035 年，轻度老年认知障碍患病率将下降 1.28%，老年认知症患病率将下降 0.77%

假设在 2023 年实施“加强老年认知障碍人群的康复治疗”政策，系统动力学仿真模拟结果显示，预计到 2035 年，轻度老年认知障碍患病率将从 20.46% 下降到 19.18%，下降 1.28%；男性轻度老年认知障碍患病率将从 17.79% 下降到 16.75%，下降 1.04%；女性轻度老年认知障碍患病率将从 22.92% 下降到 21.41%，下降 1.51%。

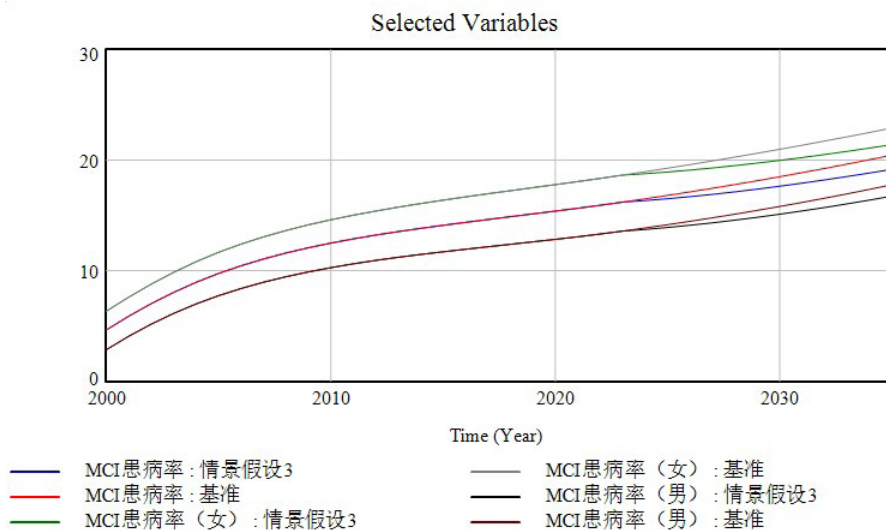


图10 情景假设3下轻度老年认知障碍患病率模拟

预计到 2035 年，老年认知症患病率将从 11.33% 下降到 10.56%，下降 0.77%；男性老年认知症患病率将从 9.41% 下降到 8.76%，下降 0.65%；女性老年认知症患病率将从 13.11% 下降到 12.21%，下降 0.90%。

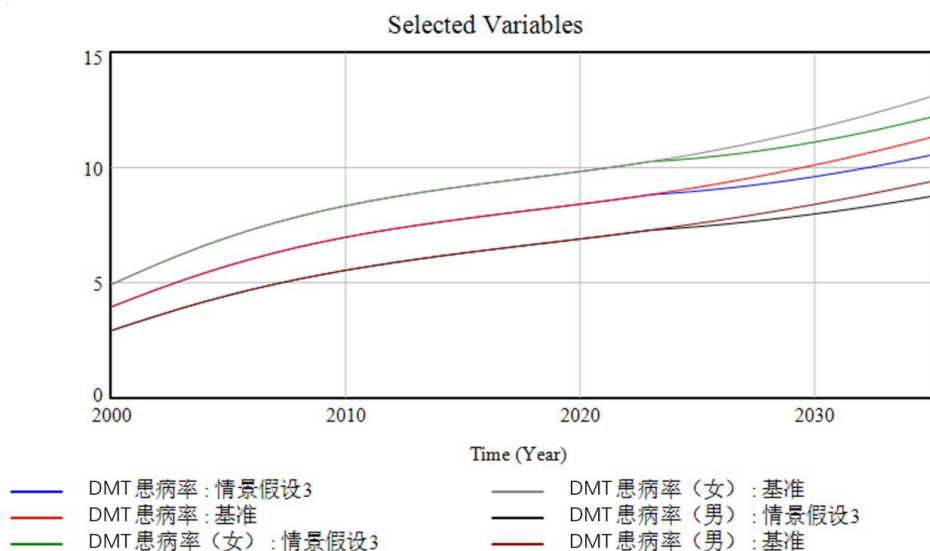


图11 情景假设3下老年认知症患病率模拟

(四) 情景假设 4：加强老年认知障碍人群整合式医疗

1. 人群规模控制效果：预计到 2035 年，老年认知障碍人群规模控制效果达到最佳

假设在 2023 年实施“加强老年认知障碍人群整合式医疗”政策，系统动力学仿真模拟结果显示，预计到 2035 年，轻度老年认知障碍人群规模将从 8797.47 万人下降到 7592.52 万人，下降 1204.95 万人，下降幅度达 13.70%；男性轻度老年认知障碍人群将从 3665.42 万人下降到 3164.70 万人，下降 500.72 万人，下降幅度达 13.66%；女性轻度老年认知障碍人群将从 5132.05 万人下降到 4427.81 万人，下降 704.24 万人，下降幅度达 13.72%。

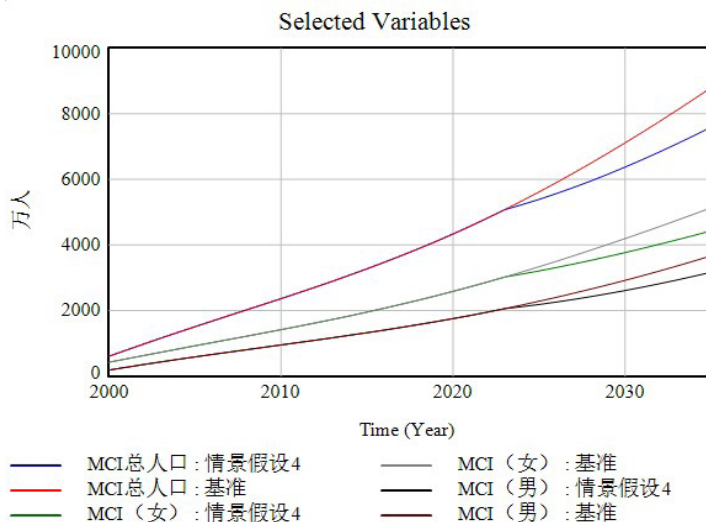


图12 情景假设4下老年轻度认知障碍人群规模模拟

老年认知症人群将从 4873.45 万人下降 4217.14 万人，下降 656.31 万人，下降幅度达 13.47%；男性老年认知症人群将从 1938.68 万人下降到 1677.61 万人，下降 261.07 万人，下降

幅度达 13.47%；女性老年认知症人群将从 2934.77 万人下降到 2539.52 万人，下降 395.25 万人，下降幅度达 13.47%。

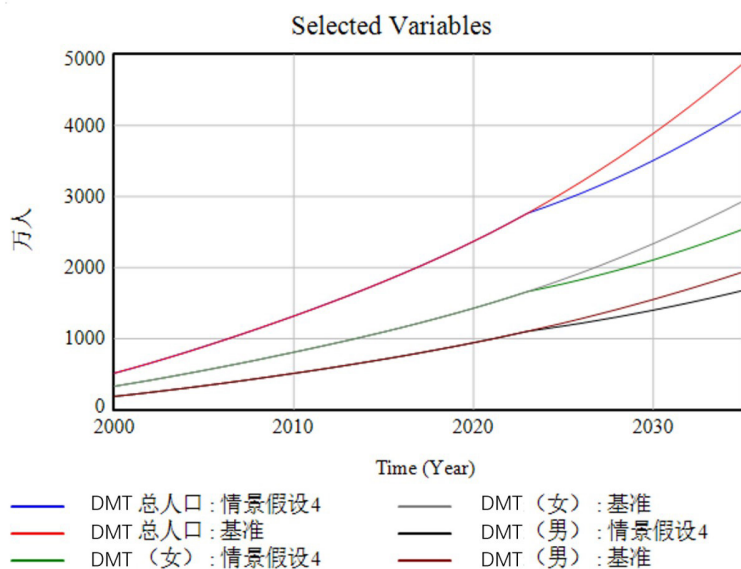


图13 情景假设4下老年认知症人群规模模拟

而且，从“加强老年认知障碍人群整合式医疗”政策对老年认知障碍人群规模的长期干预效果来看，2035 年将达到老年认知障碍人群规模控制的最佳效果，说明“加强老年认知障碍人群整合式医疗”政策实施的时间越长，对老年认知障碍人群规模控制效果越佳。

2. 患病率干预效果：预计到 2035 年，老年轻度认知障碍患病率将下降 2.80%，老年痴呆患病率将下降 1.52%

假设在 2023 年实施“加强老年认知障碍人群整合式医疗”政策，系统动力学仿真模拟结果显示，预计到 2035 年，轻度老年认知障碍患病率将从 20.46% 下降到 17.66%，下降 2.80%；男性轻度老年认知障碍患病率将从 17.79% 下降到 15.36%，下降 2.43%；女性轻度老年认知障碍患病率将从 22.92% 下降到 19.77%，下降 3.15%。

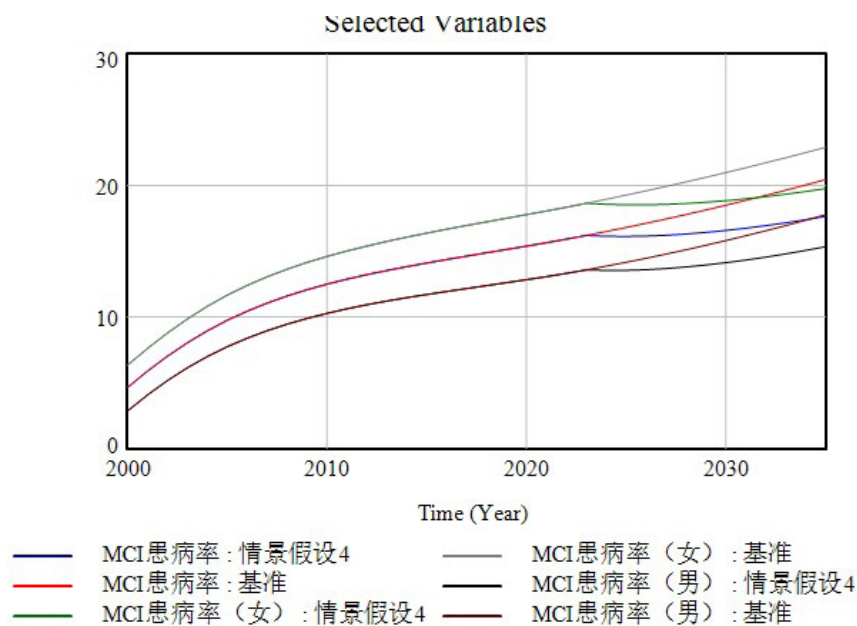


图10 情景假设4下轻度老年认知障碍患病率模拟

预计到 2035 年，老年认知症患病率将从 11.33% 下降到 9.81%，下降 1.52%；男性老年认知症患病率将从 9.41% 下降到 8.14%，下降 1.27%；女性老年认知症患病率将从 13.11% 下降到 11.34%，下降 1.77%。

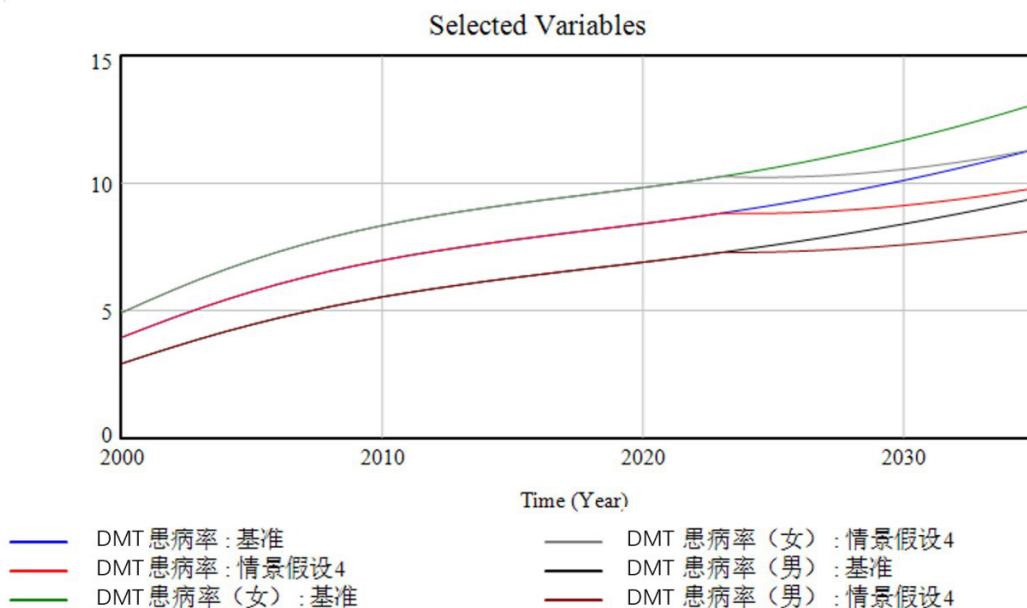


图11 情景假设4下老年认知症患病率模拟

六、结论与讨论

(一) 研究结论

本研究构建了我国老年认知障碍人群的系统动力学模型，模型包括男性人口子系统、女性

人口子系统、男性轻度老年认知障碍人口子系统、女性轻度老年认知障碍人口子系统、男性老年认知症人口子系统和女性老年认知症人口子系统等六个子系统。通过系统仿真预测了分性别的轻度老年认知障碍人群发展趋势和分性别的老年认知症人群发展趋势。结论显示：

1. 到 2035 年，我国老年认知障碍人群规模将达到 1.36 亿人

从老年认知障碍人群规模来看，到 2035 年，轻度老年认知障碍人群规模将达到 8797.47 万人，老年认知症人群规模将达到 4873.45 万人。

从老年认知障碍疾病的患病率来看，到 2035 年，轻度老年障碍的患病率预计将达到 20.46%，意味着每 5 位 60 岁及以上的老年人中，就有 1 位老年人患有轻度认知障碍。老年认知症疾病的患病率预计将达到 11.33%，意味每 10 位 60 岁及以上的老年人中，就有 1 位老年人患有认知症。

2. 到 2035 年，女性老年认知障碍人群规模将超过 8000 万人，男性老年认知障碍人群规模将超过 5600 万人

从老年认知障碍人群规模来看，到 2035 年，女性轻度老年认知障碍人群规模将达到 5132.05 万人，女性老年认知症人群规模将达到 2934.77 万人。男性轻度老年认知障碍人群规模将达到 3665.42 万人，男性老年认知症人群规模将达到 1938.68 万人。

从老年认知障碍的患病率来看，到 2035 年，女性轻度老年认知障碍患病率将达到 22.92%，女性老年认知症患病率将达到 13.11%。男性轻度老年认知障碍患病率将达到 17.79%，男性老年认知症患病率将达到 9.41%。

3. “加强老年认知障碍人群整合式医疗服务”政策效果最好

无论是针对轻度老年认知障碍还是老年认知症，无论是针对老年认知障碍群体，还是男性与女性，无论是针对人群规模控制效果还是针对患病率干预效果，情景假设 4（加强老年认知障碍人群整合式医疗）的政策效果都是最好的，可供决策部门参考使用。

（二）讨论

本研究建立的我国老年认知障碍人群系统动力学模型还存在一些不足之处：

1. 没有建立轻度老年认知障碍疾病向老年认知症疾病转化的关系模型

从目前学术界已有相关研究来看，轻度老年认知障碍向老年认知症疾病的转化数量关系并不明确，由此给本研究建模造成了很大的难度。本研究为此将轻度老年认知障碍向老年认知症疾病转化过程简化为一种“退出”和“进入”的过程，即轻度老年认知障碍人群的减少（或“死亡”），同时老年认知症人群的增加（发病率增加），来表达老年认知障碍人群的动态演进过程，由此形成的模型通过仿真结果最终也给出了较为合理的结论。

2. 个别关键数据来自一些地区的学术调查结果

老年认知障碍人群关键数据的可获得性一直是困扰老年认知障碍人群规模研究的主要问题。选择一些地区性的调查数据开展预测研究，是不得已而为之。随着社会各界对老年认知障碍群体关注度的持续升级，相信未来相应的基础研究，如数据库、政策服务等，都将会不断得到完善，老年认知障碍人群及相关政策研究也将得到不断推动和发展。

新中国人口健康转变：卫生治理与健康策略 协同演进的成就

张震

(复旦大学人口研究所, 上海, 200433)

一、引言

人口的死亡水平受环境、技术、社会经济、公共卫生等诸多因素的影响,死亡率下降或预期寿命提高是人口健康状况改善的重要标志。同时,人口健康改善可以通过提高劳动生产率、减少医疗占用的资源、提升教育效果等方式促进经济增长和社会进步。因此,研究和探讨人口死亡率变化的特征及机制,有助于深化对人口演变规律的认识,对国家的长期稳定繁荣具有深远的意义。

中华人民共和国成立以来,中国人口健康状况显著、持续改善。1949年新中国成立时,医疗卫生体系薄弱,大规模传染病频繁发生,人口预期寿命仅为35岁^①,2021年中国婴儿死亡率为5.00%,预期寿命增至78.20岁^②。作为一个发展中国家,中国以有限的资源实现了规模如此庞大的人口健康持续改善,创造了天量的健康资本,这种近乎奇迹的健康成就在迄今为止的人类历史上都绝无仅有。

相关研究认为,中国的健康成就归因于医疗技术、经济增长、公共卫生、教育等因素(Wang等,2019;王森,2014;World Bank,1990)。这些因素无一例外也是20世纪50年代以来学界对近200年人类死亡率历史进行分析后归纳出的健康策略(Riley,2001)。然而,仔细梳理中国健康转变历程后会发现,这些策略并不能完整解释中国的健康成就。客观地说,这些健康策略本身并不复杂,在公共健康的层面也大多不涉及昂贵的前沿技术,并且有很多国家在实践中积累的大量经验和教训,所以在相同的知识和技术背景下,不同国家应该能在改善人口健康上有大致相同的表现。但是,很多与中国发展水平相当甚至略好的国家在健康领域的表现远不及中国。这说明,既有的健康策略遗漏了一些关键因素,而正是这些因素让中国在健康改善上脱颖而出。

公共健康本身具有文化属性,疾病控制除了具有生物学机制,还涉及社会行为、政治经济等因素(Millard,1993)。因此,单纯用健康策略很难完整刻画健康改善的历程。鉴于此,本文在中国健康转变历程进行历史纵向和国际横向比较的基础上,提出卫生治理与健康策略协同演

本文转载自《中国人口科学》2022年第五期

①《中国健康事业的发展与人权进步》白皮书 <http://www.scio.gov.cn/zfbps/32832/Document/1612688/1612688.htm>

②《2021年我国卫生健康事业发展统计公报》(<http://www.nhc.gov.cn/guihuaxxs/s3586s/202207/51b55216c2154332a660157abf28b09d.shtml>)。

进的分析框架，分析中国健康超前发展以及区域和城乡健康趋同发展的显著特征，探讨人口健康促进的中国经验。

二、人口健康转变的策略与治理

19 世纪以来人类预期寿命的增长主要源自环境和行为的改善，包括消除环境对健康的冲击，利用医疗技术降低伤害和疾病的致命性，以及通过改善营养和减少年轻时的疾病提升老年健康水平（Vaupel 等，2021）。虽然生命科学领域进展迅速，为人类实现健康长寿提供了丰富的想象空间，但是在取得重大突破前（如操控人类衰老机制），降低死亡率、改善健康所能依赖的仍然是非基因因素。

（一）健康策略

医疗技术、经济增长（营养改善）、公共卫生、教育普及等策略构成改善人类健康的知识体系。19 世纪后，现代医学在预防疾病传播的新方法、新疫苗和治疗传染病的新药物等方面取得重大进展，使长期困扰人类的若干传染病得到有效控制（Easterlin, 1999）。

虽然医疗技术在降低死亡率方面有着非常直观的效果，但是 McKeown（1976）考察了 19 世纪后半叶英格兰 - 威尔士人口的死亡率后认为，死亡率下降主要是因为营养改善（或生活水平提高）而非医学进步。这种营养归因论受到很多批评，但也引起学界对经济增长与医疗技术相对重要性的关注。Preston（1975）构建了一个经济增长与预期寿命的分析框架，研究发现，预期寿命增长主要来自技术进步（包括医学技术、卫生知识、医疗设施和卫生人员等方面的进展）。Bloom 等（2000）发现，对于同等收入水平的国家或地区，健康的公共或个人的投入与预期寿命正相关。

20 世纪 50 年代后，教育对降低死亡率和改善健康的积极作用受到重视（WHO, 1998）。教育对改善健康有直接的影响（如卫生知识的传播），也可以通过其他因素间接改善健康，如收入、就业和生活条件。Lutz 等（2018）利用 1970~2015 年 174 个国家的面板数据进行多变量分析后发现，在全球范围内，在提高预期寿命和降低儿童死亡率方面，提高教育程度是比收入更重要的驱动力。

公共卫生是通过社会、组织、社区以及个人有组织的努力和知情的选择来预防疾病、延长生命和促进健康的策略。从人类死亡率转变开始，公共卫生在降低死亡率就起着关键作用（Easterlin, 1999）。

（二）卫生治理

卫生治理是指利益相关者能够参与政策、方案和实践的制定和部署，从而实现公平和可持续发展的卫生系统（WHO, 1998）。卫生治理是社会治理的一个领域，包括透明度、问责制、参与式决策、共识导向、以人为中心原则等要素，从而能应用到卫生立法、项目实施、机构管理等诸多方面。世界银行的一系列研究发现，治理可以通过政治稳定、控制腐败、法治、政府效率和监管质量等渠道影响卫生财政支出的有效性（Kaufmann 等，2015）。政治稳定的社会可以节约大量用于应对冲突和暴力的资源来改进健康。腐败是侵蚀公共医疗资源的一个重要原因，而

法治和监管是保证政府公共支出效率的重要手段。法治和公共医疗支出的结合提高了卫生资金用途的执行力,进而通过鼓励公共医疗支出的连贯性和相关性提高政府的公共支出效率。

卫生治理的合理性来自人口健康的性质。公共卫生实践需要集体行动和干预措施,将政策嵌入支持性系统以保证可持续性,从而实现全民健康改善和减少健康不平等的公共卫生目标(Beaglehole 等, 2004)。公共卫生的集体主义属性还来自个体健康具有的溢出效应。例如,一个人拒绝接种疫苗,可能危害他人健康。因此,公共卫生作为一项集体活动,在规则和准则通过协商和评估确定后,具有一定的强制性。

健康改善涉及众多不同类型的因素及其复杂的动态关系,单纯依靠卫生系统很难解决所有的健康挑战。卫生治理涉及众多参与者,包括政府、公共部门、私营部门、社会组织、卫生服务的对象和提供者等。其中,政府起着关键的作用,不仅指导卫生部门履行战略规划、政策和规范制定等职责,同时引导其他利益相关方通过治理的机制、过程和机构表达他们的利益诉求,调解分歧,实现长期合作共赢的健康之路。

随着人口趋势、健康策略等的不断变化,卫生治理也需要进行适应性调整乃至变革。治理参与者的多元化特征也意味着卫生治理创新的多样性。治理上的诸多创新会经过实践的遴选,只有那些可行、有效且符合卫生系统发展目标的创新才会脱颖而出,并扩散、惠及整个系统。其中,卫生系统的发展目标及定位通常由一个社会的文化传统、价值取向决定。

三、中国人口健康转变的历程及特点

(一) 中国人口健康转变历程

在漫长的演化进程中,人类大多数时候都生活在恶劣环境中,人口预期寿命大多都在 40 岁以下,如遇灾害、瘟疫、战争等还会更低(Vaupel 等, 2021)。19 世纪中叶,欧洲国家人口死亡率显著下降、预期寿命开始“起飞”,由此拉开了人类死亡率转变的序幕(见图 1)。20 世纪 50 年代,广大发展中国家的人口健康状况开始逐渐改善,预期寿命开始增长(联合国, 2019)。近 170 年来,人类生存状况获得如此大的改善,堪称人类文明取得的最伟大的成就之一。

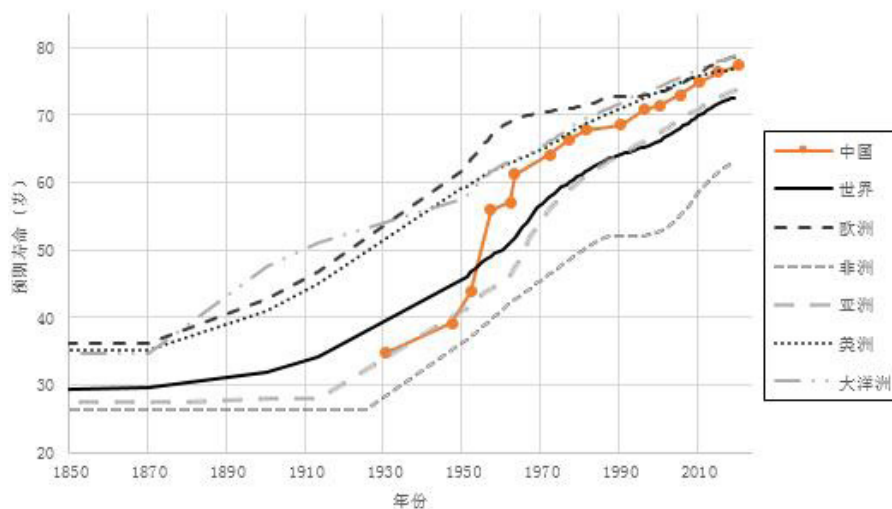


图1 19世纪以来中国与世界人口预期寿命

数据来源：Riley (2005); 联合国 (2019); 中国 1930 年、1949 年数据来自 Riley(2005), 1953-1964 年、1964-1982 年数据来自翟振武 (1987), 其它年份预期寿命 1982 年、1990 年、2000 年、2010 年《中国人口普查资料》和 2020 年的《第七次全国人口普查主要数据情况》, 1987 年、1995 年、2005 年和 2015 年的《全国 1% 人口抽样调查资料》。如无特别说明, 后文图表资料来源均同图 1。

从 19 世纪末的晚清到民国, 中国的健康领域几乎乏善可陈。国家财政状况极度恶化, 社会治理几近崩溃, 根本无力扶持教育卫生等公共事业, 医疗卫生条件差, 大规模传染病频繁发生。人口预期寿命仅为 35 岁, 比同期西方国家的平均水平低了 20 多岁, 仅相当于那些国家在 1870 年的水平 (见图 1)。这一时期, 西方医学知识在中国的传播促使一些传染病的死亡率开始缓慢下降, 到 20 世纪 40 年代末中国预期寿命增至 39.00 岁, 但是增速慢于全球和亚洲平均水平。

1949 年中华人民共和国成立, 结束了近百年战乱和动荡, 走上富民强国的现代化道路。在社会日渐稳定、经济开始发展的背景下, 政府对人民的健康卫生问题高度重视。尽管医疗资源技术短缺, 但是通过爱国卫生运动、新法接生、接种疫苗等一系列措施, 中国的死亡率得以快速下降 (Wang 等, 2019)。20 世纪 50 年代初, 中国预期寿命突破 40.00 岁, 超过同期亚洲和全球平均水平, 人口粗死亡率持续快速降低, 到 70 年代已降至 9.20%。

与欧美国家相比, 中国死亡率转变起步较晚, 但进程明显更快。欧美国家预期寿命从 40 岁增长到 70 岁用了 140 年, 中国只用了 70 年。20 世纪 50 年代, 发达国家平均每年 0.22 岁, 发展中国家每年增长 0.20 岁, 而中国则是每年增长 0.33 岁。中国人口死亡率的快速下降让中国在 2016 年提前实现联合国千年发展目标, 也让中国从众多国家中脱颖而出。1950~1954 年与中国预期寿命相差正负 3 岁的国家有 36 个, 但是到 2015~2019 年其中仅有 3 个国家高于中国^①。

经过数十年的不懈努力, 中国人口传染病、孕产妇和儿童死亡率大幅下降, 取得远超出中国经济发展阶段健康成就, 被称为“第一次健康革命” (World Bank, 1990)。从 20 世纪 90 年代开始, 以心脑血管疾病、癌症为主的慢性病开始大幅增加, 已成为中国过早死亡的主要原因。

①分别是韩国83.4岁、阿拉伯联合酋长国78.0岁和土耳其77.7岁。

同时，健康风险因素增大，高血压、吸烟、高盐饮食和户外空气污染也是造成心脑血管疾病、癌症的罪魁祸首。中风、缺血性心脏病、慢性阻塞性肺疾病、肺癌已成为中国寿命损失的主要原因(Zhou 等, 2020)。中国由此完成了从传染性疾病到非传染性疾病的流行病学转变(游允中、郑晓瑛, 2005)。

无论从历史纵向还是跨国横向的角度来看，新中国成立以来的 70 年都见证了一个长期积贫积弱的民族实现健康水平迅速改善、预期寿命持续增长的卓越历程。

(二) 中国人口健康转变的显著特征

由于技术进步、公共卫生、营养改善等健康策略在改善人类健康上有着相同的机制(例如营养摄入能提高免疫力、抗生素能杀灭细菌)，所以不同社会人口死亡率的年龄模式和疾病模式转变往往呈现出很多相似的特征。但是，在死亡率转变呈现一定相似性的同时，不同社会在健康改善的程度和效率上仍存在极为悬殊的差异。考察这些差异能为我们对健康改善机制的思考提供有益的启发和洞见。

1. 预期寿命超前增长

近 70 年中国在改善健康和降低死亡率方面的成就斐然，尤其是相对于经济发展水平而言，中国预期寿命是超前发展的。Banister 等(2004)发现中国通过建立廉价且平等的公共卫生系统，实现了有利于降低死亡率的条件，在 1964 年~1982 年人口普查期间，中国人口平均预期寿命已经达到 60.00 岁，而 1982 年中国人均 GDP 仅为 203.33 元，处于低收入阶段，与之相比，这种成就令人惊叹(World Bank, 1990)。

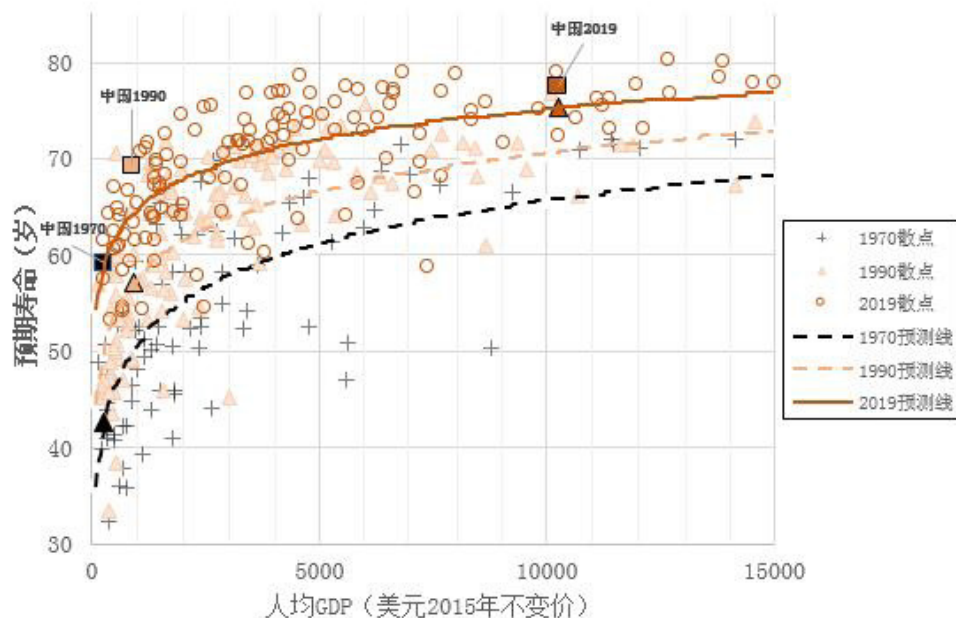


图2 1970年、1990年和2019年预期寿命与人均GDP的相关性

注：其中的曲线是按照模型 $e^o = a + b \cdot \ln GDP$ 的拟合值；方块和三角形是对应年份的实际预期寿命与模型估计的预期寿命。数据来源：中国预期寿命数据来源同图 1，人均 GDP 数据与其他国家数据来自世界银行 (2022)。

对一个国家的健康水平是超前发展还是滞后的判断，往往可以根据经济增长与预期寿命的经验关系进行判断。Preston（1975）认为预期寿命有两种增长机制，一是基于预期寿命与人均收入的函数关系，说明经济增长会提高预期寿命，二是由技术方面的进步（包括医学技术、卫生知识、医疗设施和卫生人员等），使生产函数上移带来的健康改善和寿命延长（见图 2）。从曲线走势可以看出，收入增长对预期寿命而言呈边际收益递减的特性，这是对低收入人口进行健康投资能带来丰厚健康回报的理论依据。

图 2 为 1970、1990 和 2019 年人口在 500 万以上国家的预期寿命与人均 GDP 的散点图，曲线为除中国以外其他国家的拟合值。根据 1970 年拟合曲线，中国收入水平对应的预期寿命应该是 42.60 岁，比实际值 59.10 岁低了 16.50 岁，换言之，中国的预期寿命超前于国际经验值 16.50 岁。同理，1990 年，中国预期寿命超前值 12.10 岁，到 2019 年中国成为中高收入国家，进入 Preston 曲线的收益递减阶段，预期寿命超前值为 2.30 岁。

中国整体的预期寿命超前增长是各地区超前增长的结果。用类似的方法，把 1981 年以来历次中国人口普查年份对应的国际数据和中国各地区人均 GDP（美元 2015 年不变价）代入相应的模型，计算该年份收入水平所对应的预期寿命拟合值；然后用人口普查的实际观察值减去模型拟合值，就得到各地区人口预期寿命的超前增长值。结果如图 3 所示，1981 年以来各地区预期寿命均有程度不同的超前发展，受收益递减的作用，超前程度逐年下降。到 2010 年，大多数地区预期寿命仍然高于国际经验值。东中西三个区域预期寿命超前程度大致相同。虽然中西部的地区发展落后于东部地区，但是在健康改善方面并没有明显的滞后。

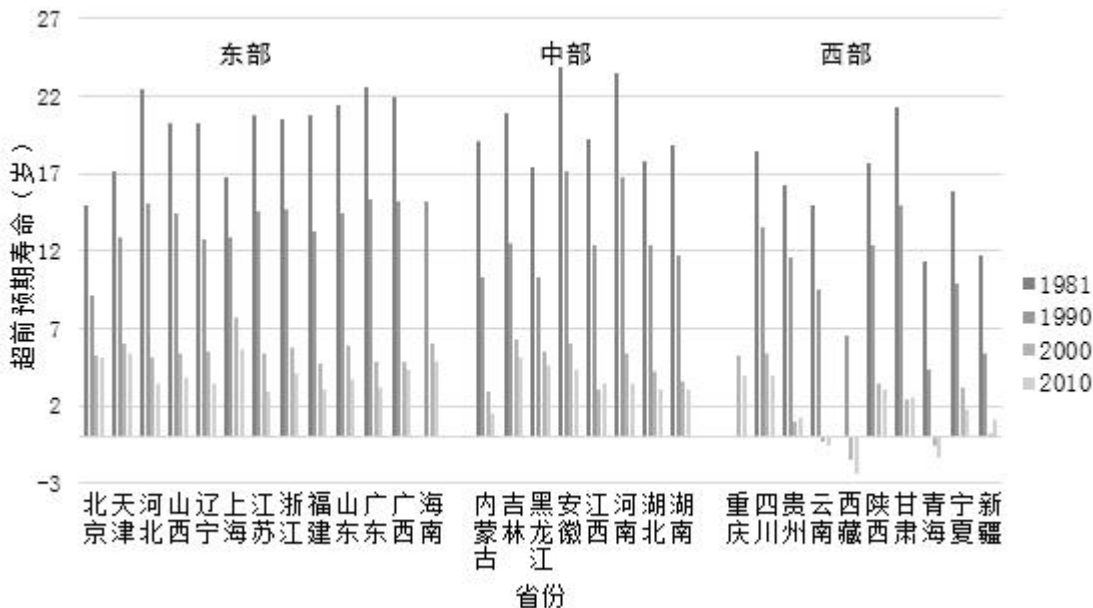


图3 1981年以来历次人口普查年份中国各地区预期寿命超前值

中国预期寿命相对于经济发展水平的超前增长很大程度上得益于卫生治理领域的创新。新中国成立之初,中国经济薄弱、财政困难,卫生经费极其紧缺。1952 年我国国内生产总值仅为 679 亿元,人均国内生产总值为 119 元。1952 年全国卫生总费用为 8.54 亿元,占国内生产总值的 1.26%,人均卫生费用 1.50 元(杜乐勋等,2009)。如何在资源如此匮乏的情况下满足中国 5.5 亿人的医疗服务需求是新中国面临的一大挑战。

面对策略层面的收入和财政约束,基层农村秉持合作社经济“互助共济”和传统社区“患难相恤”的理念创建了合作医疗制度。卫生部和地方政府进行深入考察后,对这种模式给予了高度肯定,并报请中央向全国推广。1976 年,全国已有 90.00% 的农民参加了合作医疗(张自宽等,1994)。针对卫生人员缺乏的局面,中国还创造性地建立了以“赤脚医生”为代表的基层卫生人员培养机制,在短短 30 年中造就了数以百万计的基层卫生员,为县、乡、村三级服务网络的顺利运行提供人员保障,极大地缓解了卫生人员短期的问题。在新中国成立后数十年间,中国建立覆盖全国的初级医疗保障,这种创举使得中国在较低经济发展水平下实现了人口健康的迅速改善和预期寿命大幅度的超前发展。

改革开放后,中国卫生系统在不断摸索中推进市场化改革。各地进行了多样性的改革尝试,与之前完全是基层创新不同之处在于,这个时期的试点涉及卫生部、地方政府、国际组织、学术机构、基层组织等诸多参与者。在对众多方案试点进行可行性和有效性评估后,形成两点共识,一是合作医疗制度优于自费医疗制度,二是绝大多数农民希望办合作医疗(王绍光,2008)。1993 年中共中央提出“发展和完善农村合作医疗制度”^①。但是,庞大的人口规模对政府财政来说无疑是巨大的压力。1994 年分税制改革后,政府财政状况得以改善,才逐渐具备资助农村合作医疗的财政能力。2002 年,各级政府积极引导农民建立以大病统筹为主的新型农村合作医疗^②。2009 年,中国确立“新农合”作为农村基本医疗保障制度的地位^③。2016 年,新农合与城镇居民医疗保障制度整合^④,促进公平医疗保障体系的建设。

事实上,医疗卫生资源匮乏是几乎所有发展中国家都面临的困境。除中国外,一些国家或地区都通过卫生治理的创新实现了高覆盖的初级医疗保障,包括印度喀拉拉邦、坦桑尼亚、苏丹和委内瑞拉等(Bennett, 1979),也取得优异的健康成就。例如,1991 年,印度喀拉拉邦的女性预期寿命为 71.10 岁,比同期印度全国人口的 59.10 岁高 12.00 岁(WHO, 1998)。考虑到中国人口规模远远超过其他人口,无论在促进健康上的投入还是取得的健康成就总量都不可同日而语。更难得的是,中国在卫生治理领域不懈的探索和创新促成了全民健康的持续、稳步的改善。

2. 区域健康水平趋同

死亡率转变在时空上逐渐展开的过程中,不同区域处在不同的转变阶段,死亡水平和年龄、死因模式也会不尽相同。19 世纪以来,欧美国家的预期寿命差距曾不断扩大,直到大多数国家的婴幼儿和传染病死亡率显著下降后,死亡水平才开始趋同;但是 1980 世纪 80 年代后,当

①《中共中央关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》<http://www.people.com.cn/item/20years/newfiles/b1080.html>

②中共中央 国务院《关于进一步加强农村卫生工作的决定》http://www.gov.cn/gongbao/content/2002/content_61818.htm

③中共中央国务院《关于深化医药卫生体制改革的意见》http://www.gov.cn/jrzq/2009-04/06/content_1278721.htm

④国务院《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》http://www.gov.cn/zhengce/content/2016-01/12/content_10582.htm

各国死亡率转变进入非传染性疾病为主的阶段后，预期寿命又再度开始严重分化（Timonin et al. 等, 2016）。而且，美国、法国、西班牙、意大利等的国内区域健康也出现分化趋势（Vierboom et al., 2019；Bonnet and d'Albis, 等, 2020；Cavalieri and Ferrante 等, 2020）。区域健康不平等持续恶化，严重损害了健康改善的公平性。

中国地域辽阔、区域差异显著，同样也存在健康状况的区域差异。1982 年人口普查第一次搜集中国各地区人口死亡率数据，当那时的人口预期寿命呈现出显著的东、中、西梯度递减特征。之后的 40 年中，各地区人口预期寿命都在提高，但是人口预期寿命的东中西梯度递减特征没有实质变化，仅有部分省份所属梯队发生调整（如吉林、黑龙江），西部地区仍然普遍低于全国的人口预期寿命水平（齐压强、李琳，2018）。而且，成年人口预期寿命也呈现同样显著的梯度递减特征（李婷，2019）。

但是总的来看，中国预期寿命的区域差距在持续缩小。这里使用 β 收敛和 σ 收敛来刻画区域健康的分化和趋同效应（Gächter and Theurl 等, 2011）。从表 1 可以看出，1981~1990 年 σ 几乎没有变化，这段时期卫生领域的市场化改革在缩小区域差异上乏善可陈。1990 年代以后， σ 系数都在持续下降，表明各地区预期寿命差异在减小，不同区域的间健康状况趋同。在表 1 下半部分，绝对收敛是指没有考虑其他因素的情况下，预期寿命的变化速度。1981 年以后，三个时期 β 系数均为都是负数，说明中国整体上不存在强者恒强的“马太效应”。在考虑东中西的区域特征后得到条件收敛显示，在 1981~1990 年中部与东部地区相比存在轻微的“马太效应”，虽然西部地区的系数为负（主要得益于上述几个地区预期寿命的快速下降），但是中部与东部间的“马太效应”主导着 20 世纪 80 年代预期寿命的分化趋势。1990 年以后，区域预期寿命呈现趋同缩小。2000~2010 年，全国区域差异继续缩小，尤其是中部和西部的差距缩小显著。

表1 中国各地区预期寿命 β 收敛与 σ 收敛

	1981~1990 年	1990~2000 年	2000~2010 年
σ 收敛	—	—	—
—	0.049 → 0.051	3.514 → 3.139	3.139 → 2.703
—	—	—	—
绝对 β 收敛	—	—	—
常数项	0.043	0.088**	0.091***
β	-0.010	-0.020**	-0.020***
R2	0.065	0.282	0.553
条件 β 收敛	—	—	—
常数项	-0.003	0.152*	0.078**
β	0.001	-0.035*	-0.017**
中部地区	0.001	-0.002	0.0004
西部地区	-0.001	-0.001	0.0004
R2	0.225	0.386	0.567

注：*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

中国区域健康趋同得益于中国在缩小区域差距的诸多战略,包括西部大开发、中部崛起、振兴东北老工业基地和乡村建设等。虽然不同战略的侧重点有所不同,但是以人民为中心的发展宗旨始终未变,这决定了医疗卫生事业发展的超经济属性(费太安,2021)。这些战略从全国层面上由中央政府进行资源的协调配置,在推动欠发达地区加速追赶先进地区的同时,也极大地改善了当地人口健康水平,促进全国健康趋同。而且随着国家财政状况的改善,中央政府承担基本公共服务的职责和能力也不断加强^①,尤其是加大了对中西部公共卫生的支持。西部大开发期间,中央财政安排西部地区卫生专项资金 863.30 亿元,占全国经费总数的 46.70%。2004~2009 年中央转移支付艾滋病、地方病防治项目经费分别占全国经费总数的 44.00% 和 76.00%。同期,中央投入加快了西部地区农村改水改厕步伐,推动肠道传染病和寄生虫病的有效防控^②。2016~2020 年,中央财政共下达医疗救助补助资金 1210 亿元,其中中央财政每年均通过医疗救助渠道安排 40 亿元,专门用于支持“三区三州”等深度贫困地区提高农村贫困人口医疗保障水平,实现医疗保障托底^③。2013~2017 年,中央财政对中西部地区医疗卫生转移支付资金由 1961 亿元增加到 3095 亿元,年均增长 12.10%,超过同期各级财政对城乡居民医疗保险补助的增长率(10.60%)。

得益于中央卫生财政的支持,欠发达地区健康水平得到很大提升,极大地促进了区域健康趋同。胡宏伟等(2016)基于省级面板数据分析了医疗卫生资源投入对国民健康的影响,发现医疗卫生资源投入能够促进国民健康。辛冲冲等(2022)对 2007~2017 年各地区医疗卫生服务供给水平的分析发现,近十余年“基本公共服务均等化”、“区域均衡发展”、“健康中国”等战略的实施,以及对落后地区的政策支持及其自身后发优势的持续驱动等诸多因素的影响,中国区域人口健康不断趋同。

3. 城乡差距缩小

中世纪,欧洲城镇人口密集、环境差,传染病频繁,城市人口死亡率高于农村,甚至于如果没有农村人口的流入,城市人口都无法维持自我更新(Woods, 2003)。20 世纪初,欧美国家城乡死亡率的关系出现了反转,城市死亡率开始低于农村(Easterlin, 1999),之后城乡死亡率差距在美国等地持续扩大(Abrams 等, 2021),印度的城市人口的预期寿命也高于农村人口(Asaria 等, 2019)。这种城乡差距扩大与区域健康分化都反映了一种强者恒强的模式。

长期以来,中国城乡健康也存在很大的差异。城市在 2000 年前后基本完成流行病转变的时候,农村还处在以传染病为主的阶段(胡琳琳、胡鞍钢, 2003)。但是,近 30 年城乡差距在快速缩小。如图 4 所示,1991 年农村孕产妇死亡率是 100/10 万,是城市的两倍多;农村婴幼儿死亡率为 60.00%,是城市的 3 倍。之后,这些城乡差距快速缩小,尤其是 2010 年以后,农村孕产妇死亡率已经与城市处在同一水平,2020 年农村婴幼儿死亡率降至 10.00% 以下,仅仅

① 《国务院关于推进中央与地方财政事权和支出责任划分改革的指导意见》 http://www.gov.cn/zhengce/content/2016-08/24/content_5101963.htm

② 《卫生部就西部大开发十年来卫生事业发展情况》 <http://www.scio.gov.cn/xwfbh/gbwxwfbh/xwfbh/wsb/Document/729474/729474.htm>

③ 《“十三五”财政卫生健康支出》 http://www.gov.cn/xinwen/2020-11/08/content_5558741.htm 这里的三区(西藏自治区和青海、四川、甘肃、云南四省藏区及南疆的和田地区、阿克苏地区、喀什地区、克孜勒苏柯尔克孜自治州四地区)三州(四川凉山州、云南怒江州、甘肃临夏州),是国家层面的深度贫困地区,是国家全面建成小康社会最难啃的“硬骨头”,其中四川凉山州是全国 14 个集中连片特困地区之一,也是全国最大的彝族聚居区、典型的深度贫困地区。

比城市高 5 个千分点。另一个显著的进展是农村住院分娩率 1990 年仅略高于 40.00%，2015 年左右已接近 100.00%，极大地促进了婴幼儿和孕产妇死亡率的下降。

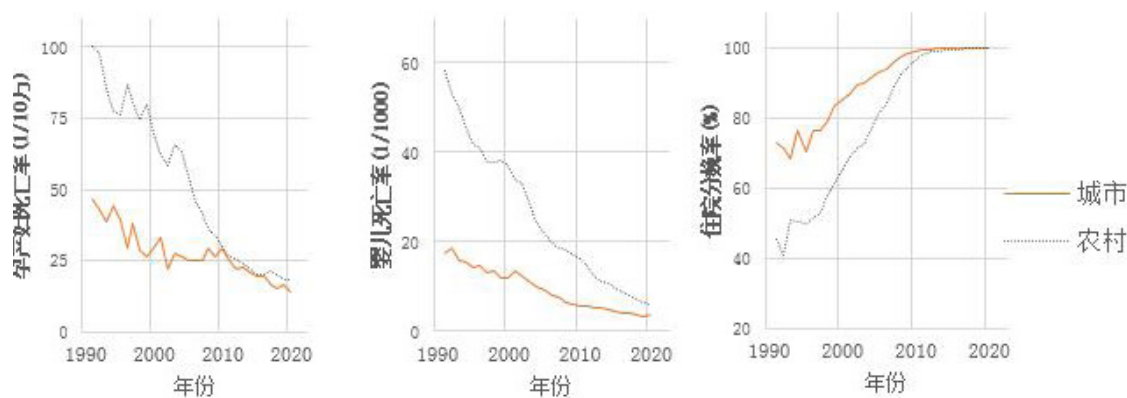


图4 1991~2020年中国城乡婴幼儿死亡率、孕产妇死亡率和住院分娩率

资料来源：《中国卫生健康统计年鉴》（1991~2021年）。

表2 1981~2015年中国城乡居民预期寿命（岁）

	1981年	1990年	2010年	2015年
全国	67.80	70.10	74.80	76.20
城市	70.90	72.80	76.70	77.90
农村	67.00	69.20	74.10	75.60
城乡差距	3.90	3.60	2.60	2.30

资料来源：同图4。

城乡死亡率水平的缩小并不局限于婴幼儿和孕产妇群体，城乡全人口预期寿命也在不断趋同。表2给出了1981~2015年城乡人口预期寿命，从中可以看出城乡预期寿命均持续增长，而且农村预期寿命增长较快，所以城乡差距从1981年的3.90岁下降到2015年的2.30岁。中国城乡死亡率与预期寿命差距的显著缩小与其他国家城乡差距不断扩大的趋势形成鲜明的对比。

中国城乡人口健康趋同主要得益于数十年间对农村公共卫生事业的大力扶持。新农村建设和乡村振兴等社会工程的推进，极大改善了农村生活质量。李华、俞卫（2013）的研究发现，村卫生室诊疗水平、邻近医疗机构、污水排放系统、自来水等公共卫生项目对健康指标均有积极影响。针对农村居民大量因病致贫、因病返贫的问题，“十三五”期间开始实施健康扶贫政策，提升了选择县内就医、治愈或病情好转的贫困患者脱贫的可能性（戴德、陈友华，2021）。

值得一提的是，除了与公共卫生直接相关的项目外，农村基础设施建设也起到重要的促进作用。20世纪90年代初，农村住院分娩率仅有45.00%（见图4）。2009年，卫生部将农村孕产妇住院分娩列为重大公共卫生服务项目^①，在此推动下，2013年农村住院分娩率达到99.00%，仅仅比城市晚三年实现此目标。农村地区之所以能如此迅速地提高住院分娩率，一定

^①卫生部、财政部关于印发《关于进一步加强农村孕产妇住院分娩工作的指导意见》的通知http://www.gov.cn/gongbao/content/2009/content_1365916.htm

程度上要归功于 90 年代后期开始的“村村通公路”项目，让那些交通不便、居住零散的中西部农村孕产妇能及时送往乡镇卫生院或更高级别医院，由此才确保了住院分娩率的稳步提高。

4. 寿命均等超前增长

除了考虑人口健康差异的具体维度（如城乡和区域），还可以从整体上考察人口寿命均等情况，即社会成员能在多大程度上公平地分享寿命延长的成果（张震，2016）。寿命均等指标不仅反映社会成员在生存机会上的公平程度，是健康公平的核心命题，而且反映了社会成员在其生命历程中面对的死亡不确定性。降低这种不确定性能有效提高个人、家庭、政府或其他机构在教育、培训和健康等投资的长期回报。

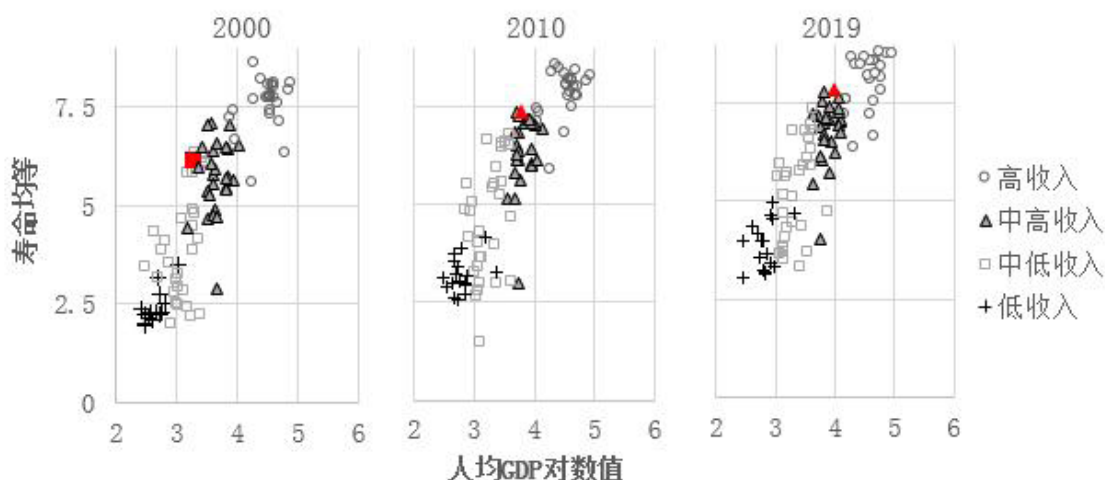


图5 中国及世界卫生组织会员国的人均GDP（对数值）与寿命均等的相关性
注：这里的寿命均等为 Keyfitz 的生命表熵的倒数，与死亡年龄方差等指标高度负相关（张震，2016）。

如图 5 所示，人口寿命均等与人均国民收入显著正相关，即收入水平越高的国家，寿命均等程度越高。而且，各国收入水平在不断提高（散点向右移动），同时寿命均等也不断改善（散点向上移动）。相比而言，中国的表现尤为突出。在 2000 年中国在中低收入国家中寿命均等处领先地位，仅稍低于少数几个国家。2010 年中国收入已经处在中高收入国家行列，寿命均等仍然保持在同等收入国家中的前沿水平。近 10 年来，一些高收入国家的寿命均等有所提高，但是寿命均等改善的速度减慢，而中国寿命均等继续提高，与高收入国家的差距进一步缩小。从图 5 水平方向看，中国寿命均等已经处在高收入国家的平均水平，超过 10 余个发达国家。

（三）中国卫生治理演进的逻辑

虽然公共卫生的定义随着时代变迁而有所不同，但是从本质上说，公共卫生是持续改善整体人口健康的集体行动。公共卫生的概念具有内在的集体主义属性，而不仅仅是个人健康的集合。公共卫生会影响每一个人，也受到每个人行为的影响，并通过人与人的互动反向影响公共卫生系统的运行状态。若社会在制度安排、治理方式上能与公共卫生发展的内在逻辑相契合，那么社会成员就能从公共卫生中获益，人口健康就会持续改善。因此，公共卫生作为一项集体活动，为了公共卫生的利益而进行的干预是积极和必要的，近代以来人类死亡率的历史证明了

集体行动的关键作用（Easterlin, 1999）。

中国卫生治理的演化是多样性创新与政府引导的互动过程。无论是合作医疗、赤脚医生还是扫盲教育、爱国卫生运动，基本是基层创新和政府推广的模式。改革开放后，政府参与并组织具有很强有针对性的创新试点，并在实践检验中脱颖而出的方案“由点到面”扩散到全国（王绍光，2008）。技术、组织和环境条件的适应性组合让各地的治理方案具有多样性和灵活性，确保地方政府公共卫生治理绩效能起到理想的效果（陶克涛等，2021）。中国在地方创新与全国均衡发展之间努力追求一种平衡。推进区域健康趋同涉及国家对地方卫生财政的事权和责任划分，合理划分中央和地方在卫生健康领域的事权与支出责任一直是卫生财政改革的难点。有观点认为增加地方权责可以更有效、更灵活地满足当地居民健康需求，但是目前的研究没有足够证据表明地方分权能促进区域健康的趋同（Cavalieri 等，2020）。相反，中国在健康改善和健康公平上的成就表明政府说扮演的重要作用。

对于治理层面的多样性创新，中国的文化传统和价值取向起到指引和规范的作用，从而能筛选出有利于全体人民健康的改革方案。在复杂、多变的环境下，中国卫生治理具有很强的学习能力和适应性（王绍光，2008），这也有意无意间遵循着复杂系统的演化规律，即多样性的创新在系统目标和实践检验的双重筛选下，被选中、推广、进而惠及整个系统。在这种治理的演化过程中，中国人口的生存优势得到不断的增强。

无论是健康策略还是卫生治理，都为不同国家的提供了丰富的策略组合，一个可持续的公共卫生系统，能在健康策略、人口趋势、社会经济环境不断变化的情况下，进行积极的适应性应对。在不同的历史时期，中国有着不同的卫生技术和资源条件，也面临着各种管理和治理挑战，尽管历经困难和挫折，但中国人口健康水平持续提高。一方面是新中国成立后在社会治理领域不断的自我革新和提升（王绍光，2008），另一方面得益于党和政府秉持“人民至上”的执政理念，将人民写在理论纲领和政策实践中，成为中国社会治理始终遵循的价值准则（费太安，2021）。由此，在卫生治理演进中出现的多样性创新中，只有那些有利于改善人民健康的方案最终能脱颖而出。

四、结论与讨论

新中国 70 余年见证了一个长期积贫积弱的民族实现健康水平迅速改善、预期寿命持续增长的卓越历程。中国做对了什么，能取得如此成就？以往文献从诸多学科角度对中国健康转变进行了广泛和深入的探讨，但不能完整解释中国的健康成就，尤其是中国在健康改善上的超前发展，以及与国际趋势相反的区域健康趋同和城乡差距缩小。对中国健康转变历程进行历史纵向和国际横向的比较和梳理后，本文将视野拓展到卫生治理层面，并结合中国经验提出一个由卫生治理与健康策略协同演进的分析框架。从这个框架可以看出，面对不断变化的健康策略因素，中国在卫生治理领域均进行了积极的适应性应对，多元化的参与者在政府引导下进行的多样性创新遵循着公共健康的集体行动的内在逻辑，从而能以有限资源实现全民健康的显著改善。

人口健康转变是复杂的社会系统在人口生存状态上的综合体现。每个社会都有自

己的历史传统、资源禀赋、价值观念以及社会与政府的关系构架, 这些因素决定着所采取的健康策略组合, 以及卫生治理的创新与发展方向。一个国家人口健康取决于卫生治理与不断变化的健康策略的协同程度。健康策略层面有很多极为活跃的因素, 尤其是近些年进展迅速的生物医学, 对人类实现健康长寿有着极大的推动作用。很多研究发现老年死亡率具有一定的可塑性, 人类寿命还有可能进一步延长 (Vaupel 等, 2021)。但是, 目前人类对衰老进程基本无能为力, 因此寿命延长也伴随着长期病和慢性病负担的加重, 这种压力在深度人口老龄化的经合组织国家已经愈发突显 (Jakovljevic 等, 2019)。中国规模庞大的老年人群体意味着巨大的疾病负担 (Zhou 等, 2019), 对此, 在“健康中国 2030”战略框架下的《中国防治慢性病中长期规划 (2017—2025 年)》^① 已经给予重点关注。在中国人口老龄化不断加剧的形势下, 治理层面如何有效应对由此带来的疾病负担将是中国健康事业的一大挑战。此外, 突发的大规模传染病也会给公共卫生治理造成巨大冲击, 2019 年以来新冠疫情暴露出人类在应对大规模传染病时的脆弱。从各国应对措施和疫情的人口健康后果来看, 即使已经处在非传染性疾病为主导的时代, 与 100 多年前的西班牙大流感相比, 新的人口趋势 (如人口老龄化、人口流动与城市化) 和不断变化的国内国际环境, 给各国的疫情防控带来空前的挑战。各国在应对疫情中出现的诸多乱象和经验, 都值得深入学习和思考, 以进一步提升各国及全球的公共卫生治理能力。

本文提出的卫生治理与健康策略的分析框架有助于分析人口健康改善的机制, 其中涉及诸多因素及其复杂的相互影响, 对这些因素的健康效应进行准确评估极具挑战性。有研究对地方政府公共卫生治理绩效进行量化分析 (陶克涛等, 2021), 为深入分析治理绩效与健康改善之间的关系提供了一个很好的范例。从这个意义上说, 本文提出分析框架, 虽然解答了一些有关中国“健康奇迹”的问题, 但是也留下很多亟待深入探讨的问题。

本文对中国人口死亡率研究方法也有一些启示意义。囿于高质量数据的缺乏, 中国人口死亡率研究起步较晚。1982 年全国人口普查在中国历史上第一次收集全国死亡人口信息, 从此学界得以开展深入的死亡率研究。但是, 年龄和死亡相关的数据都存在不同程度的误报、漏报。对死亡漏报的估算是死亡率研究的一个基础课题。当有准确的人口登记信息时, 利用人口动态平衡方程可以推算相关信息。在缺乏这类准确信息时, 通常利用一些可靠的信息去估算可能存在漏报的信息。例如利用数据质量较高的婴幼儿死亡率估算其他年龄的死亡率, 或者利用死亡率与其他相关社会经济因素的相关性, 比如婴幼儿死亡率与人均 GDP 的经验关系。然而, 中国在健康促进方面的快速进展, 人口死亡率下降往往超越了国际经验的范畴。例如, 卫生部、财政部等多部门协同推进的 100% 住院分娩项目, 使那些人均收入水平较低的地区也有较低的婴幼儿死亡率和孕产妇死亡率。对此, 一方面应尽可能收集更多可靠的资料以便修正死亡率, 另一方面要深入研究能充分反映中国人口健康转变历程的人口统计模型。本文提出的分析框架虽然是理论性的, 但是其中包含的一些因素能有助于辨识中国人口死亡率下降的机制。

^① 《中国防治慢性病中长期规划 (2017—2025 年)》 http://www.gov.cn/zhengce/content/2017-02/14/content_5167886.htm

长距离迁移对流动人口健康水平的影响 ——基于流动人口动态监测数据的分析

何骏, 高向东

(华东师范大学公共管理学院, 上海, 200062)

随着社会经济发展, 中国流动人口的迁移规模逐渐增大, 迁移距离不断延长。据人口普查数据显示, 中国跨省流动人口的规模从 2010 年的 0.86 亿人增加到 2020 年的 1.25 亿人。因此, 对个体、家庭以及人口健康的空间再分布研究具有重要意义。

迁移与健康的研究起源于国际移民, 并产生了健康选择 (Lu Y, 2008)、三文鱼偏误 (Abraido-Lanza A F 等, 1999)、流行病学悖论 (Auger N 等, 2008) 等研究假说。虽然有研究认为, 从国际移民的死亡率、慢性病、精神健康等方面来看, 移民通常比本地居民具有更大的健康优势 (即健康移民效应), 且随着时间的推移, 移民的健康梯度呈现出下降态势 (Anson J, 2004; Jatrana S 等, 2006; Palloni A 等, 2001)。这与相对恶劣的居住环境、更大的工作压力以及有害的工作环境有关 (牛建林等, 2011)。但是实际统计数据显示, 移民的健康状况始终相比于非移民具有比较优势, 因此“三文鱼偏误”假说得到关注, 即无法观测到因为健康问题而返乡的移民, 因此导致了有偏差的统计。实证方面, 健康迁移假说从国别 (Dodd W 等, 2017)、健康测量 (Westphal C, 2016; Wilding S 等, 2018)、研究设计 (Stillman S 等, 2009) 等多个角度得到了印证。但是受制于数据搜集等困难, “三文鱼偏误”的实证结果难以直接检验。

国内学者借鉴国际移民的研究思路对国内迁移者 (流动人口) 健康情况展开了研究。有研究表明, 流动人口比城镇居民更加健康, 进一步印证了“健康移民效应” (Huang W 等, 2015; 牛建林, 2013)。然而, 流动人口通常工作强度更高, 且在有害环境中工作时间较长, 对其健康带来了负面影响 (陈月新, 2013)。另外, 大部分流动人口的社会经济地位相对更低, 他们居住在脏、乱、差的生活环境中, 这对其健康具有潜在损害 (Chen J, 2015)。从流行病学悖论视角研究显示, 迁移早期的流动人口的健康状况相比于本地居民存在比较优势, 随着居留时间的延长, 这样的健康相对优势不断减弱 (李建民等, 2018)。

部分国外研究开始关注到迁移过程 (如: 迁移距离) 对健康的影响, 但是研究结论并没有一致性。一类研究结果显示长距离迁移促进了迁移者的健康水平。如针对美国的研究显示, 45 岁及以上的美国人的慢性病情况随着迁移距离的增加而转好, 这尤其发生在女性群体中 (Findley S E, 1988), 这种长距离迁移和以就业为目的的迁移者通常具有更好的健康水平 (Bentham G, 1988; Boyle P, 2004)。还有一类研究显示迁移距离与健康呈负相关关系, 21~29 岁的年轻迁

移者中,健康状况随着迁移距离的延长而下降 (Eiset A 等, 2022)。针对澳大利亚的研究显示,澳大利亚中年妇女的长途出行与不良健康状况及吸烟行为是正相关的,并且相比于短距离迁移者,长距离迁移者的就医频次也更高 (Larson A 等, 2004)。

既有研究还存在一些未解决问题:①对迁移距离的测量尚需进一步细化。例如:有研究将瑞典南-北向迁移界定为长距离迁移,而东-西向迁移界定为短距离迁移 (Andersson G 等, 2017), 这样的方式能够在一定程度上反映出迁移距离的长短,但是略显粗糙。还有学者根据个体所跨越的行政边界类型识别迁移距离 (Nivalainen S, 2004)。尽管如此测量个体迁移者的迁移距离并没有形成共识,但是考虑到数据的可获得性等问题,本文采用个体跨越行政边界类型测量迁移距离。②迁移距离对健康影响的含义阐述不充分。本文认为长距离迁移并非仅体现在地理空间上的移动,而具有更深的经济行为意义。迁移是一个复杂的过程,在迁移过程中,流入地和流出地之间的距离、成本等因素会影响迁移者在地区之间的迁移流动,由此迁移对个体而言发生了隐形的迁移成本 (Biagi B 等, 2011; Smith D P, 2011)。③迁移距离对健康产生影响的作用机制探讨不足,国外对迁移距离健康效应的考察大多只反映出相关关系,而没有进行更深层次的机制探讨。迁移的动机是获取更多的经济收益,当迁移者以获取更高收益为目的进行长距离迁移时,理性的经济人自然会调整与健康相关的行为,从而获取更高的经济收益。

为此,本文利用 2017 年中国流动人口动态监测调查数据,从迁移过程角度考察长距离迁移与健康获得的关系,并从“成本-收益”角度探讨长距离迁移与健康关联的机制。本文的边际贡献有:①研究视角方面,从迁移距离角度着手考察迁移距离与健康的关系,有助于更好的分析空间过程与迁移者健康的关系;②研究方法方面,采用工具变量法和倾向值匹配法科学分析迁移距离对健康影响的净效应;③数据获得方面,对流动人口的流出地和流入地进行空间定位,利用高德导航数据获取地级市之间的最短行车距离/费用和地级市之间的空间距离作为个体迁移距离的代理变量,以此为迁移距离的测量提供思路。

一、数据、变量与研究设计

(一) 研究数据

本文研究数据来源于 2017 年中国流动人口动态监测数据 (<https://www.chinaldrk.org.cn/wjw/>)。调查数据按照随机原则在全国 31 个省(区、市)和新疆生产建设兵团流动人口较为集中的流入地抽取样本,开展抽样调查(受限于数据获取,未含港澳台数据)。其中,流动人口动态监测数据以 31 个省(区、市)和新疆生产建设兵团 2016 年全员流动人口年报数为基本抽样框,采取分层、多阶段、与规模成比例的按概率比例抽样方法进行抽样。调查的总样本量约为 16.99 万人。对样本的选择上,中国流动人口动态监测调查的对象是在抽取的流入地样本点中居住一个月及以上,非本区(县、市)户口的 15 周岁及以上流入人口。

随着全国户籍制度改革不断推进,仅以农村流动人口为研究对象则相对有偏,因此研究所关注的样本是在 2017 年被调查的所有流动人口,这既包括“乡-城”流动人口也包括“城-城”流动人口。计量模型估计采用 STATA 15 软件。

(二) 研究变量

1. 解释变量

迁移距离是核心解释变量。参考既有方法按流动人口所跨越行政边界类型界定人口的迁移距离,包括:“市内跨县(编码:1)”“省内跨市(编码:2)”和“跨省迁移(编码:3)”3种类型。数值越大,则流动人口所跨越的地理空间越广。

2. 被解释变量

自评健康是核心被解释变量。采用自我评估的健康状况进行测量,中国流动人口动态监测调查问卷中的问题为“您的健康状况如何?”,被访者有4个选项,包括:“生活不能自理(编码为1)”“不健康,但是生活能够自理(编码为2)”“基本健康(编码为3)”和“健康(编码为4)”。数值越大,则自评健康状况越好。

3. 机制变量

健康生产资本和适应性风险是2个机制变量,分别采用“健康教育”和“生活习惯”2个变量测量。①健康教育是指流动人口接受社区提供的职业病、性病/艾滋病、生殖健康与避孕、结核病防治、控制吸烟、心理健康、慢性病、妇幼保健/优生优育和突发公共事件自救共9个方面的教育活动,对这9个变量相加,数值越大,则流动人口的健康教育水平越高,这也反映出健康资本水平越高。②生活习惯是指流动人口是否倾向于保留原有的生活习惯,包括:“按照老家的风俗习惯办事对我比较重要”和“我的卫生习惯与本地居民存在很大的差别”,这2个变量分别为四分类变量。数值越大,则流动人口更加倾向于保持原有生活习惯,也意味着流动人口的适应性风险越低。

4. 控制变量

本文从3个方面选择控制变量:①人口学变量,包括性别(男性=1,女性=0)、年龄(连续变量)、受教育程度(小学及以下=1;初中=2;高中=3;大学及以上=4)、婚姻状况(已婚=1;未婚=0);②社会经济特征变量,包括户籍特征(城市=1;农村=0)、就业身份(雇主=1,雇员和自营劳动者=0)、周工作时长(对数处理的连续变量)和就业单位性质(企事业单位=1,企业=2,无业=3);③流动与制度因素,包括流动时间(连续变量)、劳动合同(有=1,无=0)、社会保险(有=1,无=0)和流动原因(就业原因=1,照料老人或者儿童=2,随迁=3,其他=4)。

除此之外,考虑到不同省份之间地理范围的差异巨大,单一利用跨越行政边界等级测量迁移距离可能存在一定的偏差,我们进一步控制住流入地和流出地地级市虚拟变量,以此确保分析的准确性。

(三) 内生性处理

1. 工具变量法

工具变量法(Instrumental variable, IV)是解决内容性的有效方法,其基本原理在于寻找一个内生变量相关但与随机误差项无关的变量(即工具变量),通过该工具变量识别内生变量与因变量之间的净关系。本文将个体是否具有承包地作为迁移距离的工具变量。有效的工具变

量需要满足相关性和外生性两个方面。从相关性来看,有证据显示人均土地资本与外出迁移趋势具有显著的负相关(Rozelle S 等, 1999; Zhao Y, 1999; Du Y 等, 2005)。即人均土地资本越多,则外出迁移趋势越弱。因此土地制度是制约流动人口外出流动的重要制度因素。本文认为个体的长距离迁移与附着在个体身上的土地有关,当个体放弃或者转让土地后,其更加倾向于远距离迁移。从外生性来看,土地制度通常外生于流动人口健康水平。根据中国土地制度规定,承包地是农村集体经济组织成员有权依法承包由本集体经济组织发包的农村土地。因此个体是否拥有承包地主要是制度安排的结果。

2. 倾向值匹配法

倾向值匹配法(Propensity Score Matching, PSM)是将各样本的多维度信息通过统计方法降维并形成倾向值,然后据之进行匹配。目的在于寻找实验组和控制组中具有相同或者相似倾向值的样本,在受到干预后的因变量的差异为因果效应。

本文中干预变量为“是否跨省迁移”,实验组为跨省迁移者,对照组为省内迁移者,在协变量的选取上借鉴了 Fu 等的方法(Fu M 等, 2020),以 2016~2017 年流入到本地的流动人口为分析样本,基于 2015 年的《中国城市统计年鉴》中地级市城市的经济指标与个人数据相结合,并构造迁移距离对流动人口健康影响的反事实框架,以此检验跨省迁移是否对健康有更好的影响。地级市层面的变量包括:人均 GDP 和人口密度(自然对数处理)。个体特征变量包括:性别、年龄、受教育程度、婚姻状况和城乡户口。

二、研究结果

(一) 描述性统计分析

表 1 描述了变量的基本特征。省内流动人口的自评健康均值为 3.778,跨省流动人口自评健康均值为 3.815,对自评健康均值的 t 检验为 -15.39 ,因此,跨省迁移者的自评健康状况要优于省内迁移者。从其他变量来看,跨省迁移者以男性为主,年龄相比于省内迁移者而言更加年长,跨省迁移者的受教育程度相比于省内迁移者而言更低,跨省迁移者的已婚比重更高且以城镇户籍为主。从社会经济和制度因素来看,跨省迁移者以自我雇佣性就业为主且单位性质以企业类型为主,相比于省内迁移者而言,跨省迁移者以经济为目的的迁移动机更强且周工作时间也 longer。制度因素方面,相比于省内迁移者,跨省迁移者具有社会保障的比重更低,但是具有劳动合同的比重则更高。

表1 描述性分析

	变量	省内迁移	跨省迁移	t 值
因变量	自评健康	3.778 (0.442)	3.815(0.442)	-15.39
—	性别	0.498(0.499)	0.532(0.498)	-13.03
—	年龄	36.590(10.988)	36.86(10.884)	-4.70
—	受教育程度	1.437(0.960)	1.291(0.923)	29.67
—	婚姻状况	0.820(0.383)	0.838(0.367)	-9.01
—	户籍	0.784(0.411)	0.850(0.357)	-32.58
自变量	就业身份	1.762(0.943)	1.748(0.940)	2.17
—	工作时长	56.908(18.031)	58.141(18.361)	-11.70
—	就业单位性质	2.729(0.633)	2.750(0.623)	-6.45
—	流动原因	0.810(0.392)	0.864(0.342)	-28.00
—	流动时间	10.706(7.765)	11.581(7.911)	-21.32
—	社会保险	0.947(0.222)	0.915(0.277)	24.43
—	劳动合同	0.304(0.460)	0.344(0.475)	-16.56

注：括号内为标准差；未含港澳台数据。

（二）基础回归

表 2 中的模型 1 和模型 2 分别展示了迁移距离对流动人口自评健康的 OLS 和 MLE 估计值，由于自评健康为四分类有序变量，通常而言采用 Order Logit 模型进行系数估计，但是只要模型设定正确，无论是采用 OLS 估计还是 MLE 估计的系数都无优劣之分，差异仅在于系数解释（Ferrer-i-Carbonell A 等，2004），因此，如果两个模型都呈现出相似的结果则表明迁移距离与健康关系以及模型设定的稳健性。表 2 中的模型 3 考虑了迁移距离的内生性问题，并呈现基于工具变量的估计结果。

模型 1 的回归结果显示，相比于市内跨县的流动人口，省内跨市和跨省迁移对自评健康的影响系数分别为 0.014 和 0.041。这说明相比于市内跨县迁移者，省内跨市和跨省迁移者的自评健康状况越好。模型 2 的回归结果显示，相比于市内跨县的流动人口，省内跨市和跨省流动人口展示自我健康状况更好的倍数分别是 1.099 和 1.344。这与基于 OLS 估计结果相一致，即长距离迁移与健康的正向关系。

考虑到迁移距离的内生性问题，模型 3 是基于工具变量的估计结果。首先，对迁移距离的内生性进行 DWH 检验和 Wu-Hausman F 检验。结果显示，DWH 的卡方值为 19.246， P 值为 0.0001；Wu-Hausman F 值为 23.153， P 值为 0.0001，因此拒绝迁移距离外生的原假设。其次，对 IV 与迁移距离相关性进行检验。第一阶段的回归结果显示承包地与迁移距离的系数为 -0.022，且通过 1.00% 显著性检验，这与预期基本一致，即承包地的经济生产功能与法律所赋予的制度性义务要求拥有承包地的外出务工流动人口更加倾向于近距离迁移。另外，基于第一阶段的 F 值检验和正式的弱工具变量检验，第一阶段的 F 值（15, 95150）为 151.77，高于 10 的经验值；Stock 检验得到的 F 统计量（1, 95150）的临界值为 278.759，远大于通过一系列解释变量的联

合显著性的标准 F 检验。因此我们认为不存在弱工具变量问题。

模型 3 展示的第二阶段回归结果中, 迁移距离对自评健康的回归系数显示为 0.225, 这说明迁移距离越长, 则流动人口的自评健康状况也越好, 该结果与模型 1 和模型 2 的结果表现一致。另外, 模型 1 和模型 3 的系数比较来看, 模型 3 的系数相对于基于 OLS 的估计系数更大, 这说明在工具变量在一定程度上解决了内生性造成的偏误。

表2 迁移距离与流动人口主观健康水平的回归分析

	模型 1	模型 2	模型 3
市内跨县 (参照组)	—	—	—
省内跨市	0.014***(0.003)	1.099***(0.026)	—
跨省迁移	0.041***(0.003)	1.344***(0.030)	—
迁移距离	—	—	0.225***(0.043)
男性	0.037***(0.002)	1.282***(0.022)	0.034***(0.003)
年龄	-0.008***(0.000)	0.950***(0.001)	-0.007***(0.000)
受教育水平	0.015***(0.001)	1.093***(0.012)	0.031***(0.003)
已婚	0.028***(0.003)	1.037(0.027)	0.024***(0.004)
城市户籍	-0.011***(0.003)	0.934***(0.022)	-0.105***(0.015)
就业身份	0.009***(0.001)	1.062***(0.010)	0.013***(0.001)
就业单位性质	0.026***(0.002)	1.158***(0.013)	0.020***(0.002)
社会保险	0.008***(0.002)	1.059***(0.018)	0.008***(0.002)
流动原因	-0.002***(0.000)	0.989***(0.002)	0.000(0.001)
工作时长	-0.000***(0.000)	0.996***(0.000)	-0.000***(0.000)
流动时间	-0.002***(0.000)	0.981***(0.001)	-0.004***(0.000)
劳动合同	0.020***(0.003)	0.014***(0.002)	0.028***(0.002)
流出地虚拟变量	YES	YES*	YES***
流入地虚拟变量	YES	YES	YES**
R^2	0.057	—	—
样本量	119,396	119,396	95,166
内生性检验	—	—	—
Durbin (score) $\chi^2(1)$	—	—	19.246(0.000)
Wu-Hausman $F(1,95150)$	—	—	23.153(0.000)
第一阶段回归	—	—	—
相关系数	—	—	-0.022***(0.003)
$F(15, 95150)$	—	—	151.77
Stock 检验	—	—	—
$F(1,95150)$	—	—	278.759

注: 括号内为稳健标准误; *** $P < 0.01$, ** $P < 0.05$, * $P < 0.1$; 空白为无此项; 未含港澳台数据。

除了采用工具变量方法外，为了更加精确的估计迁移距离对健康的影响，本研究分别使用了最近邻匹配（ $k=1$ ）、半径匹配和核匹配 3 种方法，表 3 为基于 3 种匹配方法的结果。

从匹配后的结果显示，采用最近邻匹配法得到的处理效应为 0.299；采用半径匹配法后得到的处理效应为 0.278；采用核匹配法得到的处理效应为 0.227，且以上结果均通过 1% 显著性检验。这说明当利用城市层面变量和个人变量进行差异调整后依然显示出长距离迁移对流动人口健康具有显著的正向影响。因此基于倾向值匹配法和工具变量法两种稳健性检验均支持了长距离迁移所带来健康效应的结论。

表3 倾向值匹配结果

匹配方法	省内迁移	跨省迁移	处理效应	标准误	t 值
未匹配	3.406	3.605	-0.199	0.030	-6.64***
最近邻匹配 ($k=1$)	3.731	4.030	-0.299	0.079	-3.77***
未匹配	3.708	3.762	-0.053	0.008	-6.62***
半径匹配	3.531	3.809	-0.278	0.071	-3.91***
未匹配	3.708	3.762	-0.053	0.008	-6.62***
核匹配	3.736	3.963	-0.227	0.075	-3.01***

注：1对1最近邻匹配进行有放回抽样，且仅对共同取值内的个体进行匹配；半径匹配和核匹配等的参数设置采用默认值；*** 为 $P<0.01$ ；未含港澳台数据。

（三）稳健性检验

变量测量方式的置换是重要的稳健性检验方法，研究分别进行自变量和因变量测量方式进行置换。首先，将自评健康置换为“慢性病”和“过去一年患病状况”。慢性病是指“流动人口是否还有医生确诊的高血压或 II 型糖尿病？”，被访者回答“患有高血压”“患有糖尿病”“患有高血压和糖尿病”“均未患有”和“未就诊”5 类。由于“未就诊”的流动人口无法做出准确判断，因此本文将这部分样本删除。本文将前 3 类合并为“患有慢性病（编码为 0）”，将均未患有者界定为“无慢性病（编码为 1）”。患病数量是指“最近一年您是否出现过以下症状？”，包括：“腹泻（每日腹泻 ≥ 3 次）”“发热（腋下体温 $\geq 38^\circ\text{C}$ ）”“皮疹”“黄疸”“结膜红肿”和“感冒”。当出现某一症状，则编码为 0，否则为 1，本文将这几项加总求和，得到过去 1 a 患病数量。数值越大，则健康状况越好。其次，根据流动人口动态监测数据中的信息，提取省内跨市和跨省迁移的流动人口，根据样本流出地和流入地地级市名称，利用高德地图 API 系统获取地级市之间的最短行车距离（km）和行车费用（元），同时根据地级市的几何中心计算各地级市之间的空间距离作为迁移距离的代理变量，因变量为自评健康，模型估计采用 IV-2SLS 估计。

表 4 中 Panel A 的结果表明，无论是基准回归还是基于 2SLS 的估计均表明相比于短距离迁移者，长距离迁移者的患病数量越少，患有慢性病的概率也越低。Panel B 的结果表明，最短行车距离、行车费用和空间距离对自评健康的影响都显著为正，这说明长距离的迁移和高迁移成本对流动人口的健康具有促进作用。综上所述，基于变量置换的稳健性检验表明，长距离迁移促进了流动人口健康水平。

表4 稳健性检验

Panel A: 因变量置换	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
—	慢性病	慢性病 (IV-probit)	患病数量	患病数量 (2SLS)
省内跨市	0.165***(0.043)	—	-0.020***(0.008)	—
跨省迁移	0.199***(0.041)	—	-0.086***(0.007)	—
迁移距离 (IV)	—	1.330***(0.357)	—	-4.027***(0.663)
常数项	7.645***(0.156)	2.449***(0.702)	1.145***(0.026)	2.790***(0.281)
样本量	117,006	93,174	114,217	91,313
R ²	0.0023	0.0033	0.0042	0.0024
Panel B: 自变量置换	模型 1	模型 2	模型 3	
最短行车距离	0.159***(0.054)	—	—	
最短行车费用	—	0.051***(0.017)	—	
空间距离	—	—	0.078***(0.025)	
常数项	3.913***(0.046)	3.955***(0.032)	3.860***(0.061)	
样本量	76,669	76,669	76,669	
R ²	—	0.0013	0.0365	

注：Panel B的因变量为自评健康；IV-probit是基于工具变量的probit模型；2SLS是指基于工具变量的估计；括号内为稳健标准误；***为 $P<0.01$ ；空白为无此项；未含港澳台数据。

(四) 异质性分析

流动人口的相对社会经济地位弱于本地人口，人力资本等方面的劣势导致其就业和生活环境相对也更差，随着居留时间的延长，流动人口相对于本地人口的健康优势也不断缩小。但是保障性制度可以降低对流动人口健康所带来的损害，例如：医疗保险降低了流动人口的就医成本，劳动合同提高了流动人口获得社会保险的概率。而上面的分析显示长距离迁移对流动人口的健康具有促进作用，本部分进一步考察长距离迁移是否能够降低居留时间和工作时长对健康的损害作用，并探讨了长距离迁移是否能够提高医疗保险和劳动合同对健康的保护作用。为此，本文构建了迁移距离与这4个变量的交互项，以此考察迁移距离对健康影响的异质性。

表5中模型1和模型2的结果显示，居留时间与迁移距离和工作时间与迁移距离的交互项分别为0.001和0.0001，且通过1%和10%显著性水平，而在基础回归中这两个因素对健康的影响均显著为负。这说明长距离迁移能够降低居留时间和工作时长对健康的损害作用。表5中模型3和模型4的结果显示，医疗保险和劳动合同与迁移距离的交互项分别为0.094和0.055。这说明长距离迁移进一步提高了医疗保险和劳动合同对流动人口健康的保护作用。

表5 迁移距离对健康损耗因素和健康保护因素的调节效应分析

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
居留时长 × 迁移距离	0.001*** (0.0002)	—	—	—
工作时长 × 迁移距离	—	0.0001* (9.55e-05)	—	—
医疗保险 × 迁移距离	—	—	0.094*** (0.006)	—
劳动合同 × 迁移距离	—	—	—	0.055*** (0.003)
迁移距离	0.011** (0.005)	0.020* (0.011)	0.013 (0.013)	0.044*** (0.004)
居留时间	-0.000*** (7.74e-05)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (7.74e-05)	-0.000*** (7.74e-05)
工作时长	-0.005*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
医疗保险	-0.000 (0.004)	-0.000 (0.004)	0.035** (0.0175)	-0.000 (0.004)
劳动合同	0.021*** (0.003)	0.020*** (0.003)	0.020*** (0.003)	0.033*** (0.008)
常数项	4.018*** (0.0118)	4.012*** (0.0137)	4.020*** (0.0149)	3.997*** (0.0116)
样本量	119,396	119,396	119,396	119,396
R ²	0.058	0.057	0.057	0.057

注：括号内为稳健标准误：*** $P < 0.01$, ** $P < 0.05$, * $P < 0.1$ ；空白为无此项；未含港澳台数据。

（五）机制分析

机制分析采用逐步检验回归系数的思路对 2 个机制因素进行分析。表 6 中模型 1 和模型 3 的回归结果表明，长距离者的适应性风险更低，同时提高了长距离迁移者的健康生产资本。当控制住适应性风险和 health production capital 后，迁移距离对自评健康的影响系数从 0.225（表 2，模型 3）分别降低为 0.216 和 0.207。这说明长距离迁移者会通过降低适应性风险和增加健康生产资本提升个体健康水平。

表6 适应性风险和 health production capital 的机制作用检验

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	适应性风险	自评健康	健康生产资本	自评健康
迁移距离	0.426*** (0.126)	0.216*** (0.042)	1.457*** (0.362)	0.207*** (0.042)
生活习惯	—	0.019*** (0.001)	—	—
健康教育	—	—	—	0.007*** (0.000)
控制变量	是	是	是	是
常数项	3.817*** (0.273)	3.384*** (0.109)	-0.436 (0.766)	3.555*** (0.091)
样本量	95166	95166	86097	86097

注：括号内为稳健标准误：*** $P < 0.01$ ；空白为无此项；未含港澳台数据。

利用 Sobel 的方法进一步计算中介效应。结果显示，无论是对于生活习惯还是健康教育，Sobel 系数，Goodman-1 和 Goodman-2 系数在 3 种健康测量方式上的系数都显著为正。这表明适应性风险和 health production capital 在一定程度上解释了迁移距离与健康之间的内在关系，这与逐步回

归系数法的结论相一致。另外,从中介效应的解释比重来看(表7),无论是自评健康、慢性病还是患病数量,健康生产资本的中介效应比重均高于适应性风险。这说明以个体为主导的适应性风险和以外部为主导的健康生产资本方面,外部健康干预行为对健康的影响作用更强。

表7 基于Sobel的中介效应分析

		生活习惯	健康教育
自评健康	Sobel	0.0007*** (0.00009)	0.001*** (0.0001)
	—	Goodman-1	0.0007*** (0.00009)
	—	Goodman-2	0.0007*** (0.00009)
	—	中介比重	0.0036
慢性病	Sobel	0.0001***(0.00004)	0.0003*** (0.00007)
	—	Goodman-1	0.0001***(0.00004)
	—	Goodman-2	0.0001***(0.00004)
	—	中介比重	0.0038
患病数量	Sobel	0.0004**(0.0001)	0.0007**(0.0003)
	—	Goodman-1	0.0004**(0.0001)
	—	Goodman-2	0.0004**(0.0001)
	—	中介比重	0.0040

注: 括号内为稳健标准误: *** $P < 0.01$, ** $P < 0.05$; 未含港澳台数据。

三、结论

探讨迁移距离对健康的影响,无论是丰富迁移/流动人口健康理论,还是对推进“健康中国”战略都具有重要的理论和实践意义。本文利用2017年中国流动人口动态监测数据,以在流入地居住1个月及以上的流动人口为研究对象,考察长距离迁移对流动人口健康的影响,并从“适应性风险”和“健康生产资本”两个角度分析长距离迁移对健康的影响机制。本文的主要结论如下:

(一)长距离迁移对流动人口健康具有显著的促进作用。相比于市内跨县迁移者,省内跨市迁移和跨省迁移者的自评健康更好,慢性病和患病数量也更少。经过关键变量置换后的稳健性检验结果也进一步印证了该结论。尽管迁移距离具有健康选择性,采用工具变量法和倾向值匹配缓解选择性问题上得到了一致的结果。

(二)长距离迁移具有降低健康损害因素和提高健康保护因素的双重作用。长距离迁移降低了居留时间和工作时长对健康的损害作用,也提高了医疗保险和劳动合同对健康的保护作用。

(三)适应性风险和健康生产资本是解释长距离迁移与健康关系的两个重要机制。长距离迁移者通过降低适应性风险,从而降低由于社会适应问题所导致的健康损耗。同时,长距离迁移有助于提高健康资本再生产,从而提高了迁移者的健康水平。

本文的研究还存在不足之处:①迁移过程的影响因素复杂多样,从迁移距离/成本角度的

测量无法完全涵盖迁移过程中的全部影响因素，因此在未来的研究中需要进一步迁移距离与健康关系之间的干扰因素。② 使用横截面数据在因果关系探索上具有一定的局限性，目前以随机控制实验（RCT）设计为基础的研究在国外盛行，因此未来研究中可以参考相关研究设计识别因果效应。③ 本文无法完全解决“三文鱼偏误”可能带来的估计偏差，如果能够获取返乡人员的跟踪数据将更加完整的理解迁移过程带来的健康影响。

主管单位：上海市卫生健康委员会
主办单位：上海市卫生和健康发展研究中心（上海市医学科学技术情报研究所）
编辑刊发：《人口信息》编辑部
地 址：上海市肇嘉浜路789号11楼D座
邮政编码：200032
电 话：021-33262061
E - m a i l： phpr@shdrc.org
发送对象：上海市卫生健康系统各单位
印刷数量：300本
印刷单位：上海欧阳印刷厂有限公司