

# 中国大陆老年人社会参与和自评健康 相互影响关系的实证分析<sup>\*</sup>

## ——基于 CLHLS 数据的检验

陆杰华 李月 郑冰

**【内容摘要】**老年人社会参与已成为国际社会积极应对人口老龄化的普遍共识。以往研究多关注社会参与对老年人健康的影响，却忽视了二者之间可能存在的相互影响关系。文章采用中国高龄老人健康长寿跟踪调查(CLHLS)数据，利用Logit模型、固定效应模型分析和验证了二者之间的相互影响关系。在控制相关变量的前提下，模型表明，老年人自评健康与社会参与之间存在显著的互为因果关系。自评健康好的老年人比自评健康差的老年人进行社会参与的发生比高22.0%~40.1%；进行社会参与的老年人比无社会参与的老年人自评健康好的发生比高16.4%~25.6%；自评健康对社会参与的影响可能大于社会参与对自评健康的影响。研究还发现，社会参与在基期自评健康好的样本中更可能发挥显著影响。

**【关键词】**社会参与；自评健康；因果关系；Logit模型；固定效应模型

**【作者简介】**陆杰华，北京大学社会学系教授、博士生导师。北京：100871；李月，北京大学社会学系博士研究生；郑冰，浙江理工大学经管学院讲师。

### The Relationship between Self-Reported Health and Social Participation of Chinese Elderly: Evidence from CLHLS Survey

Lu Jiehua Li Yue Zheng Bing

**Abstract:** There has been an agreement among international communities that social participation of the elderly people can actively cope with the issue of population ageing. However, most of the previous studies mainly focus on how social participation affecting health, little attention has been paid to the bi-directional relationship between them. Using the data of the Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey (CLHLS), this paper explores this question using the logit and fixed effect models. After controlling for confounding factors, the model results show that there does exist significant bi-directional relationship between self-report health (SRH) and social participation of the Chinese elderly. It is suggested that those older adults who report good SRH have a 22.0%~40.1% higher odds ratio of engaging in social participation than those who have poor SRH; older adults who are engaged in social participation have a 16.4%~25.6% higher odds ratio of reporting good SRH; the influence of SRH on social participation might be larger than that of social participation on SRH. Besides, the results reveal that the impact of social participation on SRH is more effective among elderly who report good SRH at baseline.

**Keywords:** Self-Reported Health, Social Participation, Bi-Directional Causal Relationship, Logit Model, Fixed Effect Model

**Authors:** Lu Jiehua is Professor, Department of Sociology, Peking University, Email: lujiehua@pku.edu.cn. Li Yue is PhD Candidate, Department of Sociology, Peking University, Zheng Bing is Lecturer, School of Economics and Management, Zhejiang Sci-tech University.

<sup>\*</sup> 本文得到国家自然科学基金：健康老龄化——老年人口健康影响因素及有效干预的基础科学问题研究(项目批准号：71490732)和教育部人文社会科学重点基地重大项目：实现人口经济社会健康老龄化的对策研究(项目批准号：16JJD840004)资助。

2002年,在联合国第二届世界老龄大会上,“积极老龄化”被大会接受并写入《政治宣言》,成为应对21世纪人口老龄化的政策框架。作为积极老龄化的主要内容,老年人全方位的参与社会已经成为国际社会解决人口老龄化的普遍共识(王莉莉,2011)。老年人口的社会参与被视为“积极老龄化”或“成功老龄化”的重要内容(Rowe J. W.、Kahn R. L,1997)。因此研究社会参与和老年健康之间的关系对于实现积极老龄化具有重要意义。

## 1 文献回顾及研究假设

长期以来,社会参与和老年健康之间的关系是广受学界关注的问题。已有众多研究表明社会参与对老年人身体健康有重要影响。研究表明,较多的社会参与能够显著降低死亡风险(Seeman T. E. et al,1987; House J. S. et al,1982; Nakanishi N et al,2000; Hsu H. C.,2007);进行拜访亲友或与朋友、亲人聊天等活动与长寿有相关性(Steinbach U.,1992; Menec V. H.,2003);社会参与对于提升老年心理健康水平具有积极作用(刘颂,2007);社会参与积极程度相对较高的老年人,其精神状态较好,且人际交往满意度和情感交流满意度都相对较高(王萍,2012);社会参与对城市退休老年人人际关系社会化、角色社会化、老年人价值社会化均有正向影响(刘欢,2011)。

不过,随着研究的深入,也有文献指出社会参与和老年健康之间可能存在相互影响关系,即不仅社会参与会影响老年人的健康,健康状态也会反过来影响老年人的社会参与水平。Maier等(2005)指出社会活动与健康之间最可能存在的是相互影响关系,一方面社会活动对健康产生有益的影响;另一方面,良好的健康状况也会反过来促进社会参与活动。Ding等(2015)的研究也证明了老年人社区参与和心理健康之间存在相互影响的关系。还有研究指出不仅二者之间存在相互影响关系,可能健康的作用还要更大一些,如Sirven等(2012)的研究表明,社会参与活动与老年健康之间存在双向因果关系,且健康对社会参与的影响甚至要更大一些。Aartsen等(2002)的研究也证明了这一点,其研究并未发现社会参与能够显著提高老年人认知能力,但认知功能正常能显著提高老年人的发展性活动(developmental activity)的参与水平。综合这些研究可以看到,老年健康和社会参与之间更可能是相互作用的关系,且在某些维度可能健康对社会参与的影响更大,只关注社会参与对老年人健康的影响将难以把握二者间关系的实质。

自评健康作为评价老年人健康状况的重要指标,一直受到学者们的广泛关注。自评健康被证明是测量健康的较为稳定的指标(Farmer M. M.、Ferraro K. F.,1997),能够有效预测老年人死亡风险(Deeg D. J. H.、Bath. P. A.,2003),即使在考虑了客观健康状况的条件下,自评健康依然能够较好的代表老年人健康状况(Idler E. L. et al,1997)。当前已有学者针对社会参与对老年人自评健康的影响进行了一定研究,Eriksson等(2015)的研究指出,不参加或很少参加社会活动对自评健康有不利的影响;且社会参与活动一旦减少也会对自己健康产生负效用。Grundy等(2003)的研究表明社会支持会显著增加自我感知健康的水平。Bennett(2005)的研究表明上一期的社会参与能够有效预测当期的主观健康,但却不能预测当期的客观健康。Bennett认为社会参与和主观健康之间的关系可能受到模型中未考虑的心理因素的调节影响。此外,学者们围绕社会参与和心理健康的研究也对理解社会参与和自评健康之间的关系有所帮助,如Mendes等(2001)指出社会参与对健康和身体功能的影响可能存在生理和心理的影响机制,认为社会参与和健康之间存在复杂的相互影响关系。Mendes等在2003年进一步指出社会参与可能通过提高老年人的目标感、控制能力和整体的自我效能感来改善随年龄增长带来的不利改变和疾病(Mendes de Leon C. F. et al,2003)。Lee等(2015)的研究表明参与社会组织会有效降低老年人抑郁的发生水平,有利于老年人的心理健康。综合来看,当前研究表明社会参与对老年人自评健康具有积极效用。

然而另一方面,自评健康是老年人心理特征的一个重要反应,自评健康可能会通过心理机制等途

径影响老年人做出是否参与社会活动的选择。自评健康的老年人可能心态更加积极主动,乐于与人交往,愿意参与到社会活动中并担任一定的角色。更多的社会参与活动也会通过多种机制促进老年人的自评健康,这些机制可能包括:使老年人感到充实满足感、通过与他人交流获得更多的健康信息、在社会活动中身体得到锻炼等。如位秀平(2015)基于质性分析研究认为,社会参与通过影响经济、社会关系、心理与精神状态,进而间接影响老年人的身心健康;而健康主要通过选择机制影响社会参与;二者是目的与手段的关系。因此,我们不难推测,社会参与和自评健康之间可能存在相互影响关系,即不仅老年人进行社会参与会促进其自评健康,较高的自评健康反过来也会提高老年人的社会参与水平。

据此,本文提出以下假设:老年人社会参与和自评健康之间存在相互影响关系,进行社会参与对老年人自评健康有正向的促进作用;同时,自评健康好的老年人更可能进行社会参与活动。本文尝试基于 CLHLS 2002~2014 年共 5 期的调查数据,分别利用 Logit 模型和固定效应模型,对以上假设进行检验,以期对社会参与和自评健康二者关系有更深一步的认识。

## 2 数据来源、变量测量及分析方法

### 2.1 数据来源

本文采用中国高龄老人健康长寿跟踪调查(CLHLS)2002、2005、2008~2009、2010~2011、2014 年共 5 期的调查数据。CLHLS 目前是中国也是国际上唯一且样本规模最大的全国性老年人纵贯数据(Zeng Y. et al, 2001),其基线调查和跟踪调查涵盖了我国 31 个省中的 23 个省,涵盖区域总人口在 1998 年基线调查时为 9.85 亿,在 2010 年为 11.56 亿,涵盖了全国总人数的大约 85%。在本文所使用的 5 期调查数据中,有 14783 个受访者参与了至少两次跟踪调查,从而为进行社会参与和自评健康间的因果关系研究提供了良好的样本。

### 2.2 变量测量

在社会参与的界定方面,虽然被广为关注,但学界对此仍存在一定的模糊。Mendes(2005)曾指出“当前的突出问题是社会参与概念、界定以及测量的多样化”。而多项研究表明,社会参与的有效界定对研究具有重要意义,如 Maier 等(2005)讨论了到底是社会交往活动本身的内容,还是有他人在场的这种社会环境对健康产生益处。结果表明,社会活动的影响并不显著,但与朋友相处的环境对健康有显著影响。Lennartsson 等(2001)进行的研究依据独处性和社会性、静态性和运动性将老年人活动分为 4 组,从而验证不同维度的活动对健康的影响。因此有必要对本文考察的社会参与进行界定。多位学者讨论了老年人社会参与的界定问题。Maier 等(2005)将老年人的活动分为再生产性活动和自主性活动。自主性活动又包括生产性的活动和非生产性的活动,社会参与即属于后者,包括了面对面的交流、拜访亲友、通过电话交流、其他社会交往等。Bath 等(2005)认为,学者们对老年人社会参与的研究主要包括三个方面,一是参加社会活动,例如参与有社会性因素的活动;二是社会网络,如经常联系的朋友和亲人的数量、是否为某一群体或组织的成员;三是关注社会支持,如个人能够获得的工具性或情感性支持。但 Bath 等同时也指出这些分类之间存在一定的重叠。杨宗传(2000)认为老年人的社会参与包括参加社会经济发展活动、家务劳动、社会文化活动、人际交往、旅游活动和在家庭范围内参与文化娱乐活动。杨华和项莹(2014)认为老年人所参与的无论是正规的还是非正规的工作,从事的无论是有报酬还是无报酬的工作,或是参与各种团体活动,只要这种活动在社会层面开展并与其他人相联系,使老年人能够在社会互动的过程中实现自身价值,那么就是一种社会参与。也有学者通过建立量表对社会参与进行测量(Morgan K. et al, 1987)。

笔者认为,Bath 等所归纳提出的社会参与的三分类方法较清晰地反映了不同类型社会参与活动的本质区别,较好地界定了老年人的社会参与。鉴于此,本文采用这一界定方法。根据该分类,本文

着重考察其中的第一个方面,即参加社会性因素的活动。这一类社会参与强调老年人参与的活动具有社会性,该类社会活动需要有他人在场,与人有交流互动,且参加这类活动与老年人的社会网络和社会支持关联性较小。

基于前文的分析,本文根据被访者是否参加以下3项活动对其社会参与进行操作化,即“是否从事打牌或打麻将等活动”、“是否参加社会组织活动”和“近两年里外出旅游过多少次”。若被访者回答至少每周一次从事打牌/打麻将等活动或至少每月一次参加社会组织活动或近两年里外出旅游过至少一次则定义被访者进行社会参与活动,否则定义为无社会参与活动。这些社会活动较为符合Bath等所提出的第一方面社会参与,即这些活动体现出老年人主动地融入社会,且对社会网络或社会支持依赖较小。根据该操作化方式,研究样本进行社会参与的比例为22%左右。为验证老年人社会参与的不同分类方法对结果的影响,本文也试验了更为宽松的界定标准,将被访者回答至少每月一次从事打牌/打麻将等活动或至少有时候参加社会组织活动或近两年外出旅游过至少一次定义为被访者进行社会参与活动。数据分析结果表明,根据该界定方式得到的结果与本文采用的界定方式基本一致,验证了结果的稳定性。

自评健康根据CLHLS问卷中的题目“您觉得现在您自己的健康状况怎么样?”进行测度,若被访者回答“很好”、“好”则定义被访者为自评健康好,若被访者回答“一般”、“不好”或“很不好”,则定义被访者为自评健康不好,删除了被访者选择“无法回答”的情况。

基于已有研究文献,本文选取了可能对老年人社会参与和自评健康有显著影响的控制变量,包括人口学特征、躯体健康、生活方式、社会经济地位等4个方面,其变量操作化方式见表1。

### 2.3 分析方法

如前面所述,社会参与和自评健康之间可能存在相互影响关系,而以往多采用横截面数据进行分析,可能混淆二者间的因果关系。考察前一期的自变量对当期因变量的影响是解决互为因果影响机制的重要方法之一(Yang Y. C. et al 2016; Thomas P. A. 2011),我们首先采用这一方法进行研究。由于数据限制,以往类似研究大多只采用一个跟踪调查时期,而本文利用CLHLS共5期的调查数据,构建了4个样本追踪调查时期,即2002~2005、2005~2008、2008~2011和2011~2014年,在前一期(即基期)得到样本的社会参与(或自评健康)状况以及其他控制变量,利用Logit模型考察这些因素对后一期(即当期)自评健康(或社会参与)的影响。这一处理方法的优点首先体现在能够提供更为丰富的信息。由于多种混杂因素的影响,社会参与和自评健康的关系在某些时期可能存在不稳定的特点,通过汇总比较各个追踪调查时期的模型回归结果,使我们能够考察在多个时期社会参与和自评健康的关系,降低了某一调查年份的随机性带来的影响。其次,这种处理方式将CLHLS进行了至少两次追踪调查的样本都包含在研究中,最大化地利用了样本信息。此外,本文还选取了在基期有共同特征的子样本(即相同自评健康状况或相同社会参与状况)进行研究,考察其基期社会参与(或自评健康)对当期自评健康(或社会参与)的影响,从而进一步控制了样本无法观测的干扰变量的影响。

利用Logit模型对自评健康和社会参与的关系进行研究的模型设计如下所示。根据前文所述,对全样本和在基期有相同特征的子样本分别进行了研究。

$$\text{模型 1: } \ln \left( \frac{SRH_{it}}{1 - SRH_{it}} \right) = \beta_0 + \beta_1 SP_{i,t-1} + \beta_2 X_{i,t-1} + u_i$$

$$\text{模型 2: } \ln \left( \frac{SP_{it}}{1 - SP_{it}} \right) = \beta_0 + \beta_1 SRH_{i,t-1} + \beta_2 X_{i,t-1} + u_i$$

其中, $SRH_{it}$ 指被访者*i*在时间*t*自评健康好的概率, $SP_{it}$ 指被访者*i*在时间*t*进行社会参与的概率, $X_{it}$ 代表样本*i*在第*t*期的控制变量, $u_i$ 代表模型未能解释的残差项。

此外,由于因果关系影响机制的复杂性,我们利用固定效应模型对分析结果进行了进一步验证。

固定效应模型是研究因果影响机制的重要方法,该方法基于跟踪调查数据,用每个个体作为其自身的控制,即认为研究对象未被测量的干扰变量具有稳定性(李建新、刘保中,2015),因此,在考察自变量前后两个观测期的变化对因变量在这一时期变化的影响时,由于这些稳定属性在前后两期不发生变化,其效用将被相互抵消,从而控制了潜在的难以测量的干扰变量的影响。

### 3 老年人社会参与和自评健康相互影响关系的结果分析

#### 3.1 样本分布情况概述

首先,对样本在历次调查时点的自评健康、社会参与及控制变量的情况进行描述性分析。由于研究的大部分变量为二分变量,其均值等于编码为1的状态所占的比重(见表1),自评健康好的样本比例占总量的40%~50%左右;样本进行社会参与的比例较低,仅为22%上下。控制变量中,躯体健康状况由工具性生活自理能力(IADL)和认知能力进行测量,根据串门、外出买东西、做饭、洗衣服、连续走2里路、提重物、连续蹲下站起3次、独立乘坐公共交通工具8个方面衡量老年人的工具性日常生活自理能力,若被访者有一项及以上回答“有一定困难”或“不能”则视为IADL残障,否则视为完好。认知能力根据MMSE量表进行测量,结合被访者的教育程度和其MMSE分数得到老年人的认知能力状况<sup>①</sup>。从表1来看,样本的认知能力整体较好。生活方式包括是否吸烟、是否饮酒和是否锻炼3项。社会经济地位由教育程度、退休前工作类型、是否有退休金、收入是否够用进行测量。将至少上过一年学定义为“是”,否则为“否”;根据是否为农民衡量老年人退休前工作类型;根据“目前有哪些社会保障和商业保险”得到被访者是否有退休金;采用“您所有的生活来源是否够用?”这一收入自评变量衡量被访者的收入情况。此外,控制了性别、婚姻状态、年龄、居住地类型等人口学变量。将已婚并与配偶居住归为一类,定义其在婚状态为“是”,其余则为“否”。具体样本分布情况见表1,除年龄为序次变量外,其余均为二分变量。

表1 样本特征的描述性分析  
Table 1 Descriptive Analysis of the Study Sample

变量	2002年样本(人)		2005年样本(人)		2008年样本(人)		2011年样本(人)	
	(N=8146)		(N=7239)		(N=7878)		(N=5419)	
	均值	方差	均值	方差	均值	方差	均值	方差
自评健康(依次为2005、2008、2011、2014年)(好=1,差=0)	0.44	0.50	0.43	0.49	0.42	0.49	0.41	0.49
社会参与(依次为2005、2008、2011、2014年)(有=1,无=0)	0.22	0.42	0.20	0.40	0.22	0.41	0.22	0.41
自评健康(好=1,差=0)	0.51	0.50	0.53	0.50	0.52	0.50	0.47	0.50
社会参与(有=1,无=0)	0.26	0.44	0.26	0.44	0.22	0.42	0.25	0.43
性别(男=1,女=0)	0.45	0.50	0.45	0.50	0.46	0.50	0.47	0.50
婚姻状态(已婚并与配偶同居=1,其他=0)	0.40	0.49	0.41	0.49	0.43	0.49	0.45	0.50
年龄组	2.74	1.18	2.65	1.16	2.77	1.16	2.78	1.09

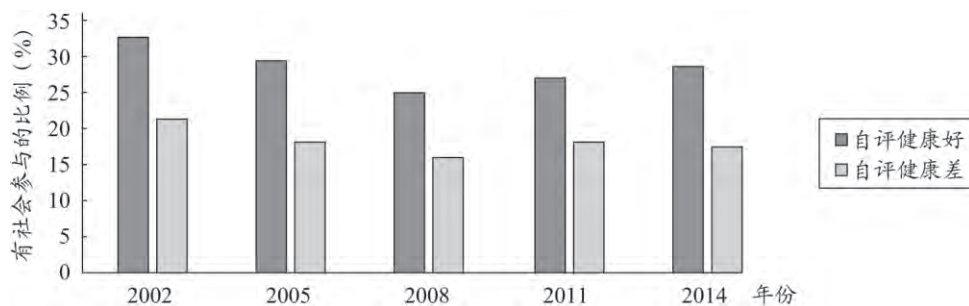
① 被访者认知能力正常的判断标准:没有上过学的,MMSE分数大于或等于18分;上学年数在1~6年,MMSE分数大于或等于21分;上学年数为6年以上,MMSE分数大于或等于25分。

续表 1

变 量	2002 年样本( 人)		2005 年样本( 人)		2008 年样本( 人)		2011 年样本( 人)	
	( N = 8146)		( N = 7239)		( N = 7878)		( N = 5419)	
	均值	方差	均值	方差	均值	方差	均值	方差
60 ~ 69 岁 = 1( 频数 比例)	1288	15.81	1272	17.57	1226	15.56	544	10.04
70 ~ 79 岁 = 2( 频数 比例)	2398	29.44	2249	31.07	2129	27.02	1890	34.88
80 ~ 89 岁 = 3( 频数 比例)	2368	29.07	1962	27.10	2381	30.22	1628	30.04
90 ~ 99 岁 = 4( 频数 比例)	1341	16.46	1260	17.41	1512	19.19	938	17.31
100 ~ 114 岁 = 5( 频数 比例)	751	9.22	496	6.85	630	8.00	419	7.73
居住地( 城镇 = 1 农村 = 0)	0.44	0.50	0.41	0.49	0.38	0.49	0.46	0.50
工具性生活自理能力( 好 = 1 差 = 0)	0.44	0.50	0.46	0.50	0.47	0.50	0.46	0.50
认知能力( 正常 = 1 差 = 0)	0.90	0.30	0.93	0.26	0.91	0.28	0.92	0.27
锻炼( 是 = 1 否 = 0)	0.37	0.48	0.36	0.48	0.34	0.47	0.39	0.49
喝酒( 是 = 1 否 = 0)	0.23	0.42	0.23	0.42	0.20	0.40	0.19	0.40
吸烟( 是 = 1 否 = 0)	0.21	0.41	0.23	0.42	0.21	0.41	0.21	0.40
教育程度( 上过至少一年学 = 1 否则 = 0)	0.42	0.49	0.43	0.50	0.44	0.50	0.47	0.50
退休前工作类型( 农民 = 1 其他 = 0)	0.59	0.49	0.62	0.49	0.68	0.47	0.70	0.46
是否有退休金( 是 = 1 否 = 0)	0.22	0.41	0.23	0.42	0.20	0.40	0.20	0.40
收入是否够用( 是 = 1 否 = 0)	0.81	0.40	0.77	0.42	0.78	0.42	0.80	0.40

图 1 不同自评健康状况的样本有社会参与的比例对比

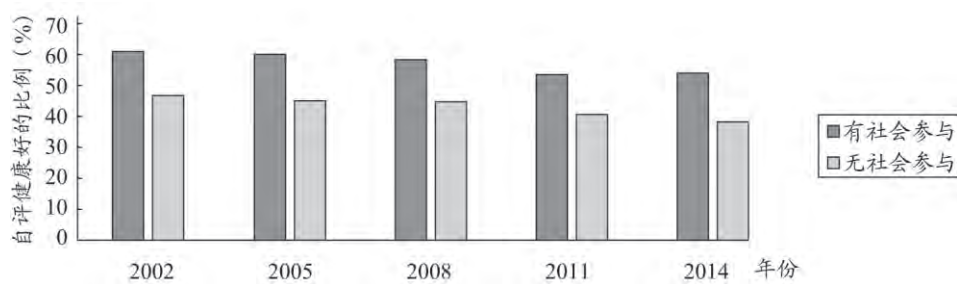
Figure 1 Percentage of Engaging in Social Participation by Different Score of Self-Reported Health



为了对社会参与和自评健康的关系有一定总体性的认识,首先考察了二者间的简单相关关系(见图1)。在5个调查时点,自评健康好的样本进行社会参与的比例比自评健康不好的样本平均高10.42%,可见在同一时期,自评健康好的老年人更可能同时进行社会参与;另一方面,进行社会参与的样本自评健康好的比例比无社会参与的样本平均高14.52%。由此可见,该简单相关关系符合本文所提出的假设,即二者可能存在相互影响。然而,该简单相关关系可能是受其他变量的影响所致,因此仍需做更深入的分析(见图2)。

图 2 不同社会参与情况的样本自评健康好的比例对比

Figure 2 Percentage of Having Good Self-Reported Health by Different Degree of Social Participation



此外,考察基期状态不同的样本在当期社会参与(或自评健康)变化的差异对于了解二者关系也很有帮助(见表2)。将基期自评健康差的样本分为基期有社会参与和无社会参与两类。由此不难看出,对于基期自评健康差并且有社会参与的老年人,在当期自评健康变为好的比例要比基期无社会参与的老年人高5.47%~8.63%,表明进行社会参与的老年人更可能从自评健康差变为自评健康好。另一方面,在基期无社会参与的老年人中,若基期自评健康好,其在当期转变为进行社会参与的比例要比基期自评健康差的老年人高1.81%~5.07%,表明好的自评健康可能会促进老年人进行社会参与。

表 2 基期不同状态的样本自评健康(或社会参与)在当期变化情况对比

Table 2 Comparison of the Change of Self-Reported Health (or Social Participation) among Elderly with Different Status at Baseline Period

	基期自评健康差		基期无社会参与	
	基期有社会参与	基期无社会参与	基期自评健康好	基期自评健康差
2002~2005	41.23	32.60	15.85	10.78
2005~2008	40.48	32.79	13.32	11.42
2008~2011	38.98	33.51	17.19	12.83
2011~2014	34.05	28.41	13.44	11.63

### 3.2 Logit 模型的结果分析

在初步分析的基础上,利用 Logit 模型进行了进一步的分析,从而在控制了其他可能影响因素的前提下,考察二者间是否存在互为因果的相互影响关系(见表3)。针对全样本和不同特点的子样本,分别考察了基期的社会参与对当期自评健康的影响以及基期的自评健康对当期社会参与的影响。

在全样本模型结果中,有3个观测期的 Logit 模型结果显示基期社会参与对当期自评健康有显著影响,也有3个观测期的模型结果显示基期的自评健康对社会参与有显著影响。其中,在2002~2005和2005~2011年调查时期双向影响关系均显著。虽然社会参与和自评健康的双向影响关系并非在4个调查时期均显著,但这可能是随机因素的影响所致,本文认为该结果能够较好的支持老年人自评健康和社会参与存在互为因果的影响关系。根据模型结果,在控制了其他变量的条件下,社会参与能够使老年人自评健康好的发生比显著提高16.4%~25.6%;另一方面,与自评健康差的老年人相比,自评健康好的老年人进行社会参与的发生比要显著高22.0%~40.1%,这与本文的研究假设相吻合。此外,对模型系数的考察也为我们认识二者关系有所帮助。从模型中有显著作用的系数可以看到,老年人自评健康对社会参与的影响要大于社会参与对自评健康的影响,该结论与以往发现

的健康可能对社会参与的影响更大相一致( Sirven N. et al ,2012) 。

与此同时,我们还关心对于基期不同状态的老年人群体,社会参与和自评健康的相互影响关系如何?在基期自评健康好和自评健康差的老年人中,社会参与发挥的作用是否相同?在基期有社会参与和无社会参与的样本中,自评健康对其当期进行社会参与的影响是否有差异?因此,我们考察了在具有不同特点的子样本中,社会参与和自评健康的相互影响关系。对于子样本的考察也能够使我们更好地控制基期老年人的特点对其当期状态的影响。例如,在模型 2 中,因为研究样本在基期均为自评健康好,因此当期老年人的自评健康不会受到其基期自评健康状态的影响,从而更好地控制了可能存在的混杂因素。

子样本模型 2 和模型 3 考察了对于在基期有不同自评健康状态的老年人,基期社会参与对当期自评健康的影响(见表 3)。分别有 3 个调查时期和 2 个调查时期结果表明,老年人的社会参与对其自评健康有显著影响。这表明对于基期有不同自评健康状态的样本,社会参与所发挥的作用可能存在差异,在自评健康好的样本中,社会参与更可能发挥显著影响,这些老年人更可能从社会参与活动中获得效用,如提高自己的幸福感、成就感等,从而在当期有较好的自评健康;而基期自评健康差的老年人即使进行社会参与,也更不容易获得正向的效用,使其在当期自评健康好的可能性相对较低。此外,从模型 2 和模型 3 的系数对比来看,仅在 2002~2005 年时期模型 2 和模型 3 的系数同时显著,在这一时期模型 3 的系数大于模型 2,这可能表明社会参与的作用在基期自评健康差的样本中发挥的作用更大,但对该结论仍需后续研究做进一步的考察。

子样本模型 5 和模型 6 分别考察了在基期有社会参与和无社会参与的样本中,自评健康对社会参与的影响机理。我们从模型结果可以看到,分别有 2 个调查时期的结果显示自评健康对社会参与存在显著影响。从这一角度来看,自评健康对社会参与的影响在两个子样本中的影响可能没有显著差异,即无论基期是否进行社会参与,自评健康对社会参与的影响是类似的。从 2002~2005 年调查时期模型 5 和模型 6 的系数来看,模型 6 的系数相对较大,表明自评健康对社会参与的影响可能在基期无社会参与的样本中相对较大;同样,对于该可能的结论仍需进行更为深入的探索研究。

表 3 社会参与和自评健康的相互影响关系的 Logit 模型结果分析

Table 3 Logit Models of the Relationship between Social Participation and Self-Reported Health

	y = 当期的自评健康, x = 基期的社会参与			y = 当期的社会参与, x = 基期的自评健康		
	(模型 1) 全样本	(模型 2) 基期自评 健康好的样本	(模型 3) 基期自评 健康差的样本	(模型 4) 全样本	(模型 5) 基期有社会 参与的样本	(模型 6) 基期无社会 参与的样本
2002~2005	1.228*** (3.69)	1.145* (1.86)	1.205** (2.08)	1.401*** (5.59)	1.255** (2.35)	1.351*** (3.65)
2005~2008	1.084 (1.37)	0.613 (-0.63)	1.209** (1.97)	1.220*** (3.01)	1.209* (1.80)	1.106 (1.13)
2008~2011	1.164*** (2.59)	1.157* (1.88)	1.082 (0.86)	1.252*** (3.71)	1.059 (0.53)	1.266*** (3.05)
2011~2014	1.256*** (3.30)	1.317** (2.86)	1.126 (1.12)	1.067 (0.88)	1.038 (0.31)	0.998 (-0.02)

注:所列系数为发生风险比 OR;括号中为 z 值;\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1。

每一模型的样本规模见表 1。模型 2、模型 3、模型 5 和模型 6 的样本规模可根据总样本以及自评



健康好(或差)的比例,以及有(或没有)社会参与的比例计算得到。省略了其他控制变量的结果,每一模型的控制变量均包括:性别、婚姻状态、年龄组、居住地、工具性生活自理能力、认知能力、是否锻炼、是否喝酒、是否吸烟、教育程度、退休前工作类型、是否有退休金、收入是否够用。

### 3.3 固定效用模型对研究结果的验证

长期以来,从非实验数据中进行有效的因果推论是统计学、社会学等面临的一大挑战。前文采取了利用时间差异来达到研究社会参与和自评健康间因果关系的,但由于因果关系的复杂性,结果可能会受到众多混杂因素的影响。为此,笔者采用固定效应模型对研究结果进行了进一步的验证。

在固定效应模型中,在分别处理每个调查时点变量的基础上,将5期调查样本汇总构建了面板数据,并从中筛选至少被测量了两次的样本形成了本文的研究对象。在数据处理过程中删除了所有有缺失值的样本。根据整理结果,在5期调查中共有14783个样本被调查了至少两次,其中7787个样本被调查了2次,3727个样本被调查了3次,1884个样本被调查了4次,1385个样本被调查了5次。这些样本共构成了41216人年的数据。

固定效应模型设定如下所示:

$$\text{模型 7: } \ln (SRH_{it} / (1 - SRH_{it})) = \beta_0 + \beta_1 SP_{it} + \beta_2 x_{it} + \gamma z_i + u_i, t = 1, 2, 3, 4, 5$$

$$\text{模型 8: } \ln (SP_{it} / (1 - SP_{it})) = \beta_0 + \beta_1 SRH_{it} + \beta_2 x_{it} + \gamma z_i + u_i, t = 1, 2, 3, 4, 5$$

其中,  $SP_{it}$  指被访者  $i$  在时间  $t$  进行社会参与的概率,  $SRH_{it}$  指被访者  $i$  在时间  $t$  自评健康好的概率,  $x_{it}$  是随时间变化的变量,  $z_i$  是不随时间变化的变量,  $u_i$  表示所有未被观测到的变量的综合影响,  $t$  为被调查时点, 本文共5个调查时点。其中, 模型7考察了在控制其他变量的情况下, 样本的社会参与对其自评健康的影响; 模型8考察了在控制其他变量的情况下, 样本的自评健康对其社会参与的影响。

固定效应模型结果见表4。可以看到, 在只控制人口学变量的情况下, 社会参与和自评健康间相互影响的程度达到了50%以上, 可见二者之间存在很强的相互影响、相互促进关系。加入躯体健康、生活方式、社会经济地位等因素后, 二者间的相关关系有所减弱, 但仍存在显著的互为因果的相互影响关系。该结果表明, 在控制了潜在的难以测量的干扰变量情况下, 固定效应模型进一步验证了本文的研究结论。此外, 从全模型系数可以看到, 固定效应模型结果也表明自评健康对社会参与的影响要更大一些, 这与Logit模型得到的结果相吻合。

表4 社会参与和自评健康相互影响关系的固定效应模型结果分析

Table 4 Fixed Effect Models of the Relationship between Social Participation and Self-Reported Health

模型 7: y = 自评健康; x = 社会参与; N = 24800; 组数 = 8110		模型 8: y = 社会参与; x = 自评健康; N = 15114; 组数 = 4768	
基础模型 <sup>a</sup>	1.536 *** (11.16)	基础模型 <sup>a</sup>	1.535 *** (11.13)
全模型 <sup>b</sup>	1.269 *** (5.88)	全模型 <sup>b</sup>	1.294 *** (6.34)

注: 所列系数为发生风险比 OR; 括号中为 z 值; \*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1。

a 基础模型中只控制了人口学变量: 性别、婚姻状态、年龄组、居住地。

b 全模型中, 除人口学变量外, 还控制了工具性生活自理能力、认知能力、是否锻炼、是否喝酒、是否吸烟、教育程度、退休前工作类型、是否有退休金、收入是否够用。

## 4 结论与讨论

本文基于 CLHLS 2002、2005、2008 ~ 2009、2010 ~ 2011、2014 年共 5 期的跟踪调查数据, 利用 Logit

模型考察了基期社会参与(或自评健康)对当期自评健康(或社会参与)的影响,并利用固定效应模型对结果进行了验证。分析结果表明,老年人自评健康与社会参与之间的确存在显著的互为因果关系,进行社会参与的老年人自评健康好的发生比要比无社会参与的老年人高 16.4%~25.6%;与自评健康差的老年人相比,自评健康好的老年人进行社会参与的发生比要高 22.0%~40.1%。从模型系数来看,自评健康对社会参与的影响可能要大于社会参与对自评健康的影响,说明健康可能对老年人是否进行社会参与的影响更大。总的来说,该结果验证了本文提出的研究假设,即社会参与和自评健康之间存在互为因果的相互影响关系。

此外,针对不同特点的子样本得到的研究结果也有一定的启发性。根据 Logit 模型结果,社会参与的影响在老年人群体内存在差异性,相比于基期自评健康差的子样本,社会参与在基期自评健康好的子样本中更可能发挥显著影响(在模型 2 中有 3 个调查时期的系数通过了显著性检验,而模型 3 中仅在 2 个调查时期通过了显著性检验),表明自评健康好的老年人更可能从社会参与活动中获得效用,从而更可能有较好的自评健康。而基期自评健康差的老年人即使进行社会参与,其在当期自评健康显著为良好的可能性也相对较低。那么,是什么因素导致了这一差异呢?对该原因的探究对于认识老年人社会参与和自评健康的关系将大有裨益。笔者认为,这可能与老年人的心理特征有关,可能基期自评健康好的老年人心理特征较为积极,更容易从社会参与中获得正面的效用,从而显著改善自我感知的健康水平;而基期自评健康差的老年人心理特征较为消极,进行社会参与的过程不易给其带来正向的效用。与此类似的, Sirven 等(2012)的研究也指出,到 50 岁及以上时健康状况仍良好的人更有可能参加社会活动并获得效用;而 50 岁及以上且健康状况较差的人,由于无法从社会资本中获益,该群体健康水平的下降速度可能会更快。而针对基期有不同社会参与状态的老年人的研究结果表明,自评健康对老年人社会参与的影响可能在这两个子样本中没有明显差异,即基期无论是否有社会参与,好的自评健康都会促进老年人进行社会参与活动。

我们根据全样本模型和子样本模型可以推测,社会参与可能是导致老年人健康不平等的一个重要因素,即可能会存在越健康的老年人越可能从社会参与中获得促进健康的效用,从而更加健康;而基期健康状况较差的老年人,由于从社会参与活动中获得的效益较低,其健康状况更不易改善,长期累积,会造成健康不平等的差距更加增大。由此可见,在社会参与和自评健康这一相互影响的循环机制中,处于“自评健康差-无社会参与-自评健康差”这一循环机制的老年人,应积极主动作出改变,更多地参与到社会活动中,调整心理状态,更多地融入社会生活以从中获得健康促进效用,从而打破这一循环,进入“自评健康差-积极进行社会参与-自评健康改善”这一循环机制,最终进入“自评健康好-进行社会参与-自评健康好”这一良性循环,这也是老年人实现健康老龄化、积极老龄化的重要渠道。

总的来说,本文的研究表明自评健康状况好的老年人更可能进行社会参与活动;另一方面,进行社会参与活动能够显著提高老年人的自评健康,二者存在相互影响的循环机制。这一发现对于健康老龄化有很强的指导意义。该结果表明,为提高老年人健康水平、促进积极老龄化,一方面,应加强宣传指导,鼓励老年人进行社会参与,培养我国老年人社会参与意识,提高其社会参与率;另一方面,针对当前我国老年人社会参与活动形式单一、社会参与渠道较少的情况,相关政府部门应结合当地特点,为老年人创造更多的社会参与机会和良好的参与环境,引导形成老有所为、老有所乐的社会氛围,实现促进我国健康老龄化、积极老龄化的重要目标。

当然,本文的研究也存在一定的局限。双向因果关系是社会科学长期以来面临的一大难题。本文采用 Logit 模型和固定效应模型一定程度上解释了社会参与和自评健康的因果影响机制,但无论在 Logit 模型还是固定效应模型中,本文均利用两个方程分别分析自评健康和社会参与的因果关系,这一

方法无法全面考察二者之间可能存在的误差等相关问题,因此本文仍属于对双向因果关系进行的初步探索。

#### 参考文献/References:

- 1 王莉莉. 中国老年人社会参与的理论、实证与政策研究综述. 人口与发展 2011; 3: 35-43  
Wang Lili. 2011. The Review of Theory, Empirical Studies, and Policy Research of Social Participation of Chinese Elderly. Population and Development 3: 35-43.
- 2 Rowe J. W. and Kahn R. L. 1997. Successful Aging. The Gerontologist 4: 433-440.
- 3 Seeman T. E., Kaplan G. A., Kundsens L. et al. 1987. Social Network Ties and Mortality among the Elderly in the Alameda County Study. American Journal of Epidemiology 4: 714-723.
- 4 House J. S., Robbins C. and Metzner H. L. 1982. The Association of Social Relationships and Activities with Mortality: Prospective Evidence from the Tecumseh Community Health Study. American Journal of Epidemiology 1: 123-140.
- 5 Nakanishi N and Tatara K. 2000. Relationship between Social Relations and Mortality of Older Japanese People Living Alone. Journal of Clinical Geropsychology 3: 213-222.
- 6 Hsu. H. C. 2007. Does Social Participation by the Elderly Reduce Mortality and Cognitive Impairment? Aging & Mental Health 6: 699-707.
- 7 Steinbach U. 1992. Social Networks, Institutionalization, and Mortality Among Elderly People in the United States. Journal of Gerontology: Social Sciences 4: S183-S190.
- 8 Menec V. H. 2003. The Relation between Everyday Activities and Successful Aging: A 6-year Longitudinal Study. Journal of Gerontology: Social Sciences 2: S74-S82.
- 9 刘颂. 老年社会参与对心理健康影响探析. 南京人口管理干部学院学报 2007; 4: 38-40  
Liu Song. 2007. Analysis of the Influence of Social Participation on Elderly's Psychological Health. Journal of Nanjing College for Population Programme Management 4: 38-40.
- 10 王萍. 城市老年人社会参与对其精神生活满意度的影响研究——以长沙市为例. 中南大学硕士学位论文 2012  
Wang Ping. 2012. The Influence of the Social Participation of the Urban Elderly on Their Spiritual Life Satisfaction: The Case of Changsha (Master's Thesis). Central South University.
- 11 刘欢. 社会参与对城市退休老年人继续社会化的影响研究——基于湖南省 Y 市的实证研究. 湖南师范大学硕士学位论文 2011  
Liu Huan. 2011. A Research on the Impact of Social Participation on Continued Socialization of Urban Retirement Elderly: An Empirical Research of Y City in Hunan Province (Master's Thesis). Hunan Normal University.
- 12 Maier H and Klumb P. L. 2005. Social Participation and Survival at Older Ages: Is the Effect Driven by Activity Content or Context? European Journal of Ageing 1: 31-39.
- 13 Ding N., Berry H. L. and O'Brien L. V. 2015. One-year Reciprocal Relationship between Community Participation and Mental Wellbeing in Australia: A Panel Analysis. Social Science & Medicine 128: 246-254.
- 14 Sirven N. and Debrand T. 2012. Social Capital and Health of Older Europeans: Causal Pathways and Health Inequalities. Social Science & Medicine 7: 1288-1295.
- 15 Aartsen M. J., Smits C. H. M., Van T. T. et al. 2002. Activity in Older Adults: Cause or Consequence of Cognitive Functioning? A longitudinal Study on Everyday Activities and Cognitive Performance in Older Adults. Journal of Gerontology: Psychological Sciences 2: 153-162.
- 16 Farmer M. M. and Ferraro K. F. 1997. Distress and Perceived Health: Mechanism of Health Decline. Journal of Health and Social Behavior 3: 298-311.
- 17 Deeg D J. and Bath. P. A. 2003. Self-Rated Health, Gender, and Mortality in Older Persons: Introduction to a Special Section. The Gerontologist 3: 369-371.

- 18 Idler E. L. , Benyamini Y. 1997. Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies. *Journal of Health and Social Behavior* 1: 21-37.
- 19 Eriksson M. and Ng N. 2015. Changes in Access to Structural Social Capital and Its Influence On Self-Sated Health Over Time for Middle-Aged Men and Women. *Social Science & Medicine* 130: 250-258.
- 20 Grundy E. and Sloggett A. 2003. Health Inequalities in the Older Population: The Role of Personal Capital , Social Resources and Socio-Economic Circumstances. *Social Science & Medicine* 5: 935-947.
- 21 Bennett K. M. 2005. Social Engagement as a Longitudinal Predictor of Objective and Subjective Health. *European Journal of Ageing* 1: 48-55.
- 22 Mendes de Leon C. F. , Gold D. T. , Glass T. A. et al. 2001. Disability as a Function of Social Networks and Support in Elderly African American and Whites: The Duke EPESE 1986 ~1992. *Journal of Gerontology* 3: S179-S190.
- 23 Mendes de Leon C. F. , Glass T. A. and Berkman L. F. 2003. Social Engagement and Disability in A Community Population of Older Adults. *American Journal of Epidemiology* 7: 633-642.
- 24 Lee K. L. , Wu C. H. , Chang C. I. et al. 2015. Active Engagement in Social Groups as a Predictor for Mental and Physical Health Among Taiwanese Older Adults: A 4-year Longitudinal Study. *International Journal of Gerontology* 1: 1-6.
- 25 位秀平. 中国老年人社会参与和健康的关系及影响因子研究. 华东师范大学博士学位论文 2015  
Wei Xiuping. 2015. The Relationship and Influencing Factors between Social Participation and Health Among Chinese Elderly( Doctoral Dissertation) . East China Normal University.
- 26 Zeng Y , Vaupel J. W. , Xiao Z. et al. 2001. The Health Longevity Survey and the Active Life Expectancy of The Oldest Old in China. *Population: An English Selection* 1: 95-116.
- 27 Mendes de Leon C. F. 2005. Social Engagement and Successful Aging. *European Journal of Aging* 1: 64-66.
- 28 Lennartsson C. , Silverstein M. 2001. Does Engagement with Life Enhance Survival of Elderly People in Sweden? The Role of Social and Leisure Activities. *Journal of Gerontology* 6: S335-S342.
- 29 Bath P. A. , Deeg D. 2005. Social Engagement and Health Outcomes Among Older People: Introduction to A Special Section. *European Journal of Ageing* 1: 24-30.
- 30 杨宗传. 再论老年人口的社会参与. *武汉大学学报( 人文社会科学版)* ,2000; 1: 61-65  
Yang Zongchuan. 2000. Review on the Older People's Participation in Social Activities. *Wuhan University Journal ( Humanities & Social Sciences)* 1: 61-65.
- 31 杨华 , 项莹. 浙江农村老年人社会参与影响因素研究. *浙江社会科学* ,2014; 11: 147 - 152 ,160  
Yang Hua and Xiang Ying. 2014. Analysis on the Influencing Factors of the Elderly's Social Participation in Rural Zhejiang. *Zhejiang Social Sciences* 11: 147 - 152 ,160.
- 32 Morgan K. , Dallosso H. M. , Arie T. et al. 1987. Mental Health and Psychological Well-Being Among the Old and The Very Old Living at Home. *British Journal of Psychiatry* 150: 801-807.
- 33 Yang Y. C. , Boen C. , Gerken K. , Li T. et al. 2016. Social Relationships and Physiological Determinants of Longevity Across the Human Life Span. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 3: 578-583.
- 34 Thomas P. A. 2011. Gender , Social Engagement , and Limitations in Late Life. *Social Science & Medicine* 9: 1428-1435.
- 35 李建新 , 刘保中. 健康变化对中国老年人自评生活质量的影响——基于 CLHLS 数据的固定效应模型分析. *人口与经济* ,2015; 6: 1-11  
Li Jianxin and Liu Baozhong. 2015. The Effect of Health Changes on the Self-Reported Quality of Life of the Elderly in China: Fixed Effects Model Analysis Based on the CLHLS Data. *Population & Economics* 6: 1-11.

( 责任编辑: 宋 严 收稿时间: 2016 - 08)