

社会资本的健康促进效应研究

孙博文 李雪松 伍新木

【摘要】文章基于中国健康养老追踪调查(CHARLS)微观数据,应用内生Logit模型和多层次分析技术,探讨了社会资本影响健康的个体效应、社区效应和交互效应。结果显示:(1)个体社会资本和社区社会资本对健康均有显著的促进作用,且社区效应更明显。(2)个体社会资本与社区社会资本影响健康的交互效应不显著,既与当前社区公共服务设施的供给不足有关,也离不开市场文明与契约制度对传统个体与社区互动联系的削弱作用。(3)社会资本的健康促进效应存在性别、年龄和婚姻状态的差异。男性的健康水平相对较高,但女性社会资本的健康促进效应高于男性;年龄越高的人自评健康越低,但中年人的社会资本健康促进效应高于老年人;独居对个体的健康不利,而且独居个体的社会资本健康促进效应也更低。文章认为,政府不仅要完善医疗卫生服务体系、社会养老保险等正式社会保障制度,还应重视社会资本这一非正式制度对中老年人健康的重要影响。

【关键词】非正式制度 个体社会资本 社区社会资本 自评健康 内生Logit模型 多层次分析

【作者】孙博文 武汉大学中国中部发展研究院,博士研究生;李雪松 武汉大学经济与管理学院,副教授;伍新木 武汉大学经济与管理学院,教授。

一、研究背景

健康是促进人的全面发展的必然要求,健康状况的改善有利于人力资本的积累和经济增长效率的提高,中国人口老龄化程度的日益加深,中老年人的健康保障面临挑战。为提高全民健康水平,2016年10月25日国务院印发了《健康中国2030规划纲要》,提出了“推进健康中国建设”的战略目标。毋庸置疑,全民健康的改善离不开完善的医疗服务保障制度,但在中国当下医保体系不健全、医改相对滞后的背景下,以社会网络、互惠准则等社会规范和社会互信为主体的社会资本非正式制度对健康的促进作用也不可忽视(Putnam, 1994)。尤其在中国这样一个传统的“关系型”社会,充分发挥社会资本这一非正式制度的健康促进功能显得尤为必要,将成为正式医疗卫生服务保障制度的重要补充。

社会资本可以细分为个体层面的社会资本和社区层面的社会资本,两者均可以通过提供社会网络边际效益改善中老年人的生存状态。一般而言,个体社会资本往往是基于亲缘、

地缘和血缘关系而获得的亲友帮扶与邻居支持等,基于 Grossman(1972)的健康人力资本模型和马斯洛的需求层次理论,个体社会资本的深度与广度对于改善自身健康,提高个体劳动效率,以及促进人力资本的形成具有重要意义。个人社会网络的增加和社交活动的频繁参与,满足个体情感与归属的需要,进而改善个体心理与生理健康。而社区层面的社会资本包括社区社会活动参与、社会互助和社会信息共享等方面(Rojas 等,2006),社区集体社会资本能够通过促进健康信息的传播与共享、提供社团组织活动机会和提供情感支持而改善个体生存预期,进而促进个体健康水平的提升(王培刚、陈心广,2015)。

实证研究方面,学者认为社会资本能显著改善个体的健康水平。薛新东、刘国恩(2012)利用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2008年的数据,发现个体社会资本指数每增加1个百分点,自评健康为“很好”的概率将会增加0.21个百分点。黄伟伟等(2015)利用宁夏回族自治区西海固农户调研的微观数据,得出了社会资本与居民健康与幸福指数正相关的结论。国外研究中,Rojas 等(2006)通过实证分析,发现社区基础设施种类、社区组织个数与社区信任的提升能够显著降低中年人的死亡率。但也有学者对此提出异议,认为社会资本的提对健康有消极作用。Subramanian 等(2002)认为,个体社会资本与社区社会资本可能存在影响健康的交互效应,个体社会资本对健康的促进作用取决于社区社会资本的水平,对拥有较低信任程度的人而言,高水平的社区社会资本对健康反而有消极影响。还有学者认为社会资本与个体健康之间的关系不显著。Kennelly 等(2003)通过对经济合作组织(OECD)中19个国家的截面数据分析,发现国家层面的社区社会资本与预期寿命不存在显著相关关系。Yip 等(2007)研究了中国农村地区社会资本对居民健康的影响,与信任和社会规范等认知性社会资本相比,活动参与和社会网络等结构性社会资本影响并不显著。D'Hombres 等(2010)基于2001年“生活条件、生活方式和健康调查”(LLH)的数据研究了独联体8个国家社会资本对自评健康的影响,结果表明,认知性社会资本个人信任度显著改善了自评健康,但结构性社会资本中的活动参与水平对健康影响不显著。

总之,单独从个体或社区层面探讨社会资本影响健康的研究较多,个体社会资本与社区社会资本交互效应的研究相对较少;鲜有学者对社会资本变量的内生问题做出有效处理,导致估计结果出现内生性偏误;此外,大多研究采用的数据样本较少,容易产生统计上的有偏估计。鉴于此,本文将采用2011~2012年中国健康与养老追踪调查数据(CHARLS),对个体社会资本与社区社会资本影响健康的个体效应、社区效应及交互效应进行分析。

二、研究设计

(一) 数据来源

本文使用的数据来自2011~2012年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据库,该调查对象为随机抽取的家庭中45岁及以上的中老年人。为保证样本代表性,2011~2012年基线调查数据覆盖了全国150个县、区的450个村、居委会,共调查了10257户家庭中的17708人。

(二) 计量模型设定与变量说明

考虑到社会资本内生性问题,本研究采用内生 Logit 估计模型进行回归分析,基于 Grossman(1972)的健康人力资本形成模型建立以下回归方程:

$$P(H_i=1|X_i)=\beta_0+\beta_1ISC_i+\beta_2CSC_j+\beta_3ISC_i\times CSC_j+X\gamma+\varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, i 代表不同调查个体, j 代表不同调查社区。 $P(H_i=1|X_i)$ 表示个体自评健康为一般及以上的概率, X_i 是解释变量, γ 代表解释变量的系数向量,其中 ISC_i 和 CSC_j 分别代表第 i 个个体社会资本与第 j 个社区社会资本; ε_i 是残差项。基于理论假设,本文重点关注个体社会资本、社区社会资本及两者交互项的系数,分别为 β_1 、 β_2 及 β_3 。本文将结合内生 Logit 模型的估计算法,对内生的社会资本变量的无偏系数 $\beta_{2\text{SYS}}$ 进行估计,能够在一定程度上解决社会资本内生带来的估计偏误问题。

1. 被解释变量为个体的自评健康水平。自评健康指标与个体健康水平、死亡率等之间存在高度相关性(Idle 等,1997),往往被用以评价个体主观健康水平。本研究中个体自评健康数据来自 CHARLS 中问题“您认为您的健康情况怎样?是很好,好,一般,不好还是很不好?”。为方便处理,研究定义回答为一般、好及很好的人定义为健康,赋值为 1;回答为不好及很不好的人定义为不健康,赋值为 0。

2. 研究的核心解释变量为个体社会资本与社区社会资本。CHARLS 调查中并未涉及关于“信任”等认知性社会资本的内容,因此,本研究仅考虑个体和社区层面的结构性社会资本,包括活动参与、社区基础设施建设等。(1)个体社会资本。个体社会资本一般利用个人活动参与频率和邻里之间的经常性互动等指标来度量。本研究通过问题“您过去 1 个月是否参与了以下社交活动?”将个体活动参与的频次进行加总,并进行标准化处理^①。(2)社区社会资本。本研究借鉴 Poortinga(2012)的方法,将社区社会资本定义为社区基础设施及团体组织种类。此处的“社区”定义包括“农村村集体”和“城市社区”两种,之所以如此界定中国的“社区”,原因在于,村集体与城市社区具有明确的地理边界,是非正式组织的空间载体,而且是居民互动关系密切、集体认同与集体行动较为一致的地理单元(余慧等,2008)。鉴于 CHARLS 数据的局限性,本研究采用社区内机构、活动场所的种类及个数对其进行界定,问卷中的问题为“你们村或社区有下列机构或者活动场所吗?”问题选项包括体育设施、娱乐设施、老年活动场所及就业服务中心等,共计 14 项。

3. 控制变量。本研究中的控制变量包括性别、年龄、收入、户籍、婚姻状况、受教育水平、是否吸烟、社会帮扶、医疗保险等,变量的具体定义如表 1 所示。

(三) 变量描述性统计与相关性分析

表 1 是样本的描述性统计结果,样本分层按照性别、年龄和婚姻状态划分。考虑到 CHARLS 调查的均是 45 岁以上的样本,为便于分析,本研究以 60 岁为界,将低于 60 岁的界

① 标准化方法为个体数值减去均值,然后除以标准差。

表 1 主要变量描述性统计

变 量	总样本 均值	总样本 标准差	分层样本					
			男性 (2898)	女性 (1684)	老年人 (1844)	中年人 (2738)	独居 (271)	其他 (4311)
自评健康	0.476	0.499	0.49	0.46	0.41	0.52	0.42	0.48
个体社会资本	-0.00243	0.911	0.059	0.011	-0.08	0.07	-0.001	0.10
社区社会资本	0.0001	1	-0.04	0.07	-0.01	0.012	-0.12	0.05
性别	0.607	0.488	1	0	0.57	0.63	0.40	0.65
年龄	62.23	10.000	60.08	61.38	71.6	52	63.2	60.14
年收入	14284.6	20796.8	21442	10043	17684	12275	13345	15573
城市	0.47	0.347	0.49	0.46	0.45	0.48	0.54	0.37
独居	0.0571	0.232	0.036	0.09	0.08	0.05	1	0
大学组	0.0295	0.169	0.054	0.035	0.02	0.04	0.033	0.06
研究生组	0.0138	0.044	0.48	0.74	0.8	0.68	0.62	0.52
吸烟	0.396	0.489	0.39	0.37	0.44	0.37	0.4	0.38
社会帮扶	0.0662	0.249	0.06	0.068	0.08	0.06	0.07	0.06
医疗保险	0.476	0.499	0.94	0.94	0.97	0.93	0.66	0.71
道路	-0.00243	0.911	0.72	0.71	0.7	0.7	0.95	0.94

注：根据 CHARLS 问卷数据整理。

定为中年人,将 60 岁及以上的界定为老年人。独居包括已婚独居、已婚离异、已婚丧偶和未婚单身。对于教育指标,设定为大学组(大专和本科),研究生组(硕士与博士)及其他(高中及以下)三组,设定大学组及研究生组两个虚拟变量反映不同分组的边际效应,社会帮扶用亲友及朋友经济援助金额来定义。剔除缺失数据之后有效样本为 4 582 个。

为了得到更直观的认识,本研究对个体社会资本、社区社会资本与个体自评健康水平进行了皮尔逊相关系数检验。结果显示,个体社会资本和社区社会资本与自评健康之间的相关系数分别为 0.068($p<0.01$)和 0.102($p<0.01$),表明社会资本与健康之间存在正相关关系。性别与健康的相关系数为 0.315($p<0.01$),表明男性自评健康为好或很好的概率更高。年龄与健康的相关系数为 -0.116($p<0.01$),随着年龄的增长,自评健康存在递减的趋势。独居与健康显著负相关,系数为 -0.318($p<0.05$),反映了由经济社会因素所带来的独居现象对个体健康有不利的影响。此外,相关系数还表明居住在城市、高收入、拥有大专或本科学历、拥有医疗保险与健康存在正相关关系。而抽烟、拥有硕士及以上学历及接受社会帮扶与个体健康负相关。

三、实证结果与讨论

(一) 社会资本对健康的影响:全样本分析

表 2 中,模型 1 仅纳入社会资本之外的其他控制变量,以此作为基准参照;模型 2 与模型 3 分别增加了个体社会资本与社区社会资本变量,用以检验社会资本影响健康的个体效

表2 个体与社区社会资本影响健康的回归结果

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
	基准模型	个体效应	社区效应	独立效应	交互效应
个体社会资本		0.092*** (1.022)		0.097*** (1.101)	0.100*** (1.105)
社区社会资本			0.114*** (1.121)	0.116*** (1.123)	0.116*** (1.123)
个体社会资本 × 社区社会资本					0.000 (1.000)
性别	0.099** (1.105)	0.103** (1.109)	0.110** (1.116)	0.112** (1.119)	0.113** (1.120)
年龄	-0.011*** (0.989)	-0.010*** (0.990)	-0.011*** (0.989)	-0.010*** (0.990)	-0.010*** (0.990)
收入	0.079*** (1.082)	0.084*** (1.088)	0.079*** (1.082)	0.074*** (1.077)	0.075*** (1.078)
城市	0.040*** (1.041)	0.042*** (1.043)	0.038*** (1.039)	0.044*** (1.045)	0.034*** (1.035)
大学组	0.099 (1.104)	0.081 (1.084)	0.007 (1.007)	-0.006 (0.994)	-0.005 (0.995)
研究生组	-0.049 (0.952)	-0.056 (0.946)	-0.068 (0.935)	-0.071 (0.932)	-0.070 (0.932)
吸烟	0.074* (1.077)	0.073* (1.323)	0.010** (1.105)	0.097** (1.102)	0.097** (1.101)
独居	-0.161* (0.851)	-0.156* (0.856)	-0.120 (0.886)	-0.119 (0.888)	-0.119 (0.888)
社会帮扶	-0.056 (0.946)	-0.063 (0.939)	-0.035 (0.966)	-0.041 (0.960)	-0.045 (0.959)
保险	-0.112 (0.894)	-0.136 (0.873)	-0.113 (0.893)	-0.135 (0.874)	-0.135 (0.874)
常数项	2.203*** (0.164)	0.734*** (2.083)	0.799*** (2.223)	0.749*** (2.115)	0.750*** (2.117)

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；括号内为 OR 值。

反映变量的边际效应,但可以比较相对大小(Ai 等,2003)。表 2 模型 2 与模型 3 的结果显示, 社会资本的个体效应显著为正(β=0.992),社区效应也显著为正(β=0.114),两者均通过了 1%的显著性检验,但个体社会资本对健康的促进作用略低于社区社会资本的作用。现实生活中,社会资本个体效应的提高与个体活动参与、社交网络的提升密不可分,社会网络的扩大及网络资源支撑有助于个体提高对挫折的耐受力,进而改善个体的心理健康水平。社区社会资本的增加意味着社区、村落内有更多更完善的活动设施及团体,中老年人有更

应与社区效应;模型 4 考虑了个体效应与社区效应同时存在的情形;模型 5 增加了个体社会资本与社区社会资本变量的交互项,用以考察个体与社区社会资本影响健康的交互效应。通过过度识别检验,研究以道路(存在柏油路、水泥路及高速路=1,其他=0)虚拟变量作为社会资本的工具变量,基于二阶段最小二乘法(2SLS)对模型进行估计,发现个体与社区社会资本内生变量的 F 值分别是 14.7 与 19.4,超过了 10 的临界值,拒绝了弱工具变量的假设,证实了工具变量的有效性。

1. 社会资本影响健康的个体效应与社区效应检验

对于内生 Logit 模型而言,系数并不能

多机会通过活动参与获得愉悦感,获得更多的情感支持,而且健康机构与规范的团体大大促进了健康信息的传播,潜移默化影响了更多人的生活习惯与行为准则,这些都有利于自评健康的提高。社区效应高于个体效应具有较强的政策含义,当前社区社会资本基础薄弱,政府若要提高整体社会资本水平,应着力于社区公共服务基础设施等“硬件”的建设。

2. 社会资本影响健康的交互效应检验

模型 5 展示了个体社会资本与社区社会资本的交互效应,结果显示,个体社会资本与社区社会资本交互项系数为负,但并不显著,证实了社会资本在个体与社区层面不存在促进健康的交互效应。这意味着,社区社会资本的增加并不能显著影响个体社会资本的健康效应,而且社区社会资本的健康效应也不依赖于个体社会资本水平的高低,两者健康促进效应相互独立。以上分析表明个体社会活动的参与与社区基础设施建设缺乏互动,这一现象可能存在两方面的原因:一是农村公共服务设施的落后带来的社区社会资本的“供给不足”,二是城市社会网络发达条件下的个体与社区的“分离”。而且在农村与城市地区影响原因存在差异。对农村而言,由于国家所提供的医疗与社保等正式保障制度供给滞后,农村老年人的健康保障主要依赖亲友扶植、邻里互助等传统的个人社会网络的积累,中国农村公共服务基础设施建设落后,社区社会资本“供给不足”,导致个体与社区的互动缺乏基础设施“硬件”基础。对城市而言,个体社会资本与社区社会资本的相互独立有着深刻的社会背景:随着中国市场化改革的不断推进,个人“社会网络”的形成与“社区信任与社区组织”的关系经历了“高度融合”、“彼此分离”以及“再融合”的 3 个阶段:(1)“高度融合”阶段。在市场化改革的初期,经济发展水平比较落后,在城乡二元分割背景下,社会网络的培育与发展面临着制度障碍。国有经济和集体经济占绝对的主导地位,城市居民社会网络的拓展往往与“工人—工厂—社区”的格局密不可分,在相对封闭的生活与生产环境下,个体与社区高度融合,虽然社会资本水平比较低,但两者互动关系比较强。(2)“彼此分离”阶段。随着中国市场化改革的推进,传统意义上依赖亲缘、血缘和地缘关系所维系的社会关系网络逐渐被市场文明与契约制度削弱或替代,个体社会网络的形成不再受地理范围的局限,个体与社区之间“强关系”被“社会契约”关系削弱,由于这种“分离”的属性,使个体社会资本对健康的影响水平逐渐削弱,也使社区社会资本作为一种具有公共性的、集体性的“资本”对健康的影响相对独立,并不依赖于个人的社会网络水平,导致影响健康的互动效应逐渐变得不显著。(3)“再融合”阶段。随着城市化的进一步推进,大量农村人口涌入城市,新移民的社会融合问题不可避免,老年人在城市社区生活不太适应,容易造成心理健康问题。社区服务设施和非正式组织团体供给不足的问题亟待解决。

3. 控制变量的解释

控制变量中,(1)男性的自评健康水平高于女性,这与中国传统女性的家庭角色分工密不可分,女性往往承担更多的家务活动和子女教育任务,虽然社会进步在一定程度上将女性从家务活动中释放,但无形的就业歧视和社会压力对其个体自评健康的负面影响也不可

忽视。(2)年龄越大个体自评健康水平也越低,这点比较容易理解,随着年龄的增长,身体的机能将会逐渐衰退,对个体的心里自评健康影响也比较大。(3)收入越高自评健康水平越高,收入每增加 10 000 元,自评健康为“好”的概率将会增加 7~8 个百分点,收入水平较高的人获取相应医疗资源的能力也就越强,有利于维持个体的健康状态。(4)从居住地看,城市地区居民健康水平显著高于农村地区。(5)独居不利于自身健康的评价,尤其是在农村地区问题更加严重。

表 3 社会资本影响健康的异质性

变 量	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11
	男性	女性	老年人	中年人	独居	其他
个体社会资本	0.027** (0.011)	0.041*** (0.014)	0.033*** (-0.016)	0.035*** (-0.010)	-0.034 (0.042)	0.036*** (0.009)
社区社会资本	0.046*** (0.010)	0.051*** (0.013)	0.038*** (-0.013)	0.054*** (-0.010)	0.042 (0.036)	0.048*** (0.008)
个体社会资本 × 社区社会资本	-0.001 (0.994)	-0.001 (0.934)	-0.003 (0.706)	-0.013 (0.746)	-0.044 (0.932)	-0.003 (0.844)
性别			0.046* (-0.026)	0.043** (-0.020)	-0.074 (0.069)	0.050*** (0.016)
年龄	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004** (-0.002)	-0.004* (-0.002)	-0.002 (0.003)	-0.004*** (0.001)
收入	0.124*** (0.013)	0.054*** (0.014)	0.077*** (-0.015)	0.086*** (-0.014)	0.0720*** (0.013)	0.044*** (0.015)
城市	0.042*** (0.005)	0.036*** (0.004)	0.036*** (-0.005)	0.047*** (-0.005)	0.031*** (0.002)	0.036*** (0.002)
独居	-0.097** (0.049)	0.022 (0.041)	-0.005 (-0.044)	-0.053 (-0.046)		
大学组	0.032 (0.040)	-0.068 (0.064)	0.048 (-0.060)	-0.020 (-0.041)	-0.189 (0.179)	0.009 (0.034)
研究生组	-0.029 (0.019)	-0.007 (0.028)	-0.004 (-0.026)	-0.028 (-0.020)	-0.003 (0.072)	-0.022 (0.016)
吸烟	0.022 (0.019)	0.051** (0.025)	0.019 (-0.024)	0.040** (-0.020)	-0.013 (0.0651)	0.034** (0.016)
社会帮扶	-0.041 (0.041)	-0.075 (0.047)	-0.051 (-0.046)	-0.063 (-0.042)	-0.085 (0.121)	-0.055* (0.030)
医疗保险	-0.085** (0.039)	0.022 (0.052)	-0.024 (-0.049)	-0.061 (-0.040)	0.047 (0.144)	-0.051 (0.032)
常数项	0.836*** (0.073)	0.630*** (0.088)	0.698*** (-0.129)	0.774*** (-0.131)	0.556** (0.240)	0.744*** (0.059)
样本量	2898	1684	1844	2738	271	4311

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平显著。

(二) 社会资本影响个体健康的异质性:分样本估计

1. 社会资本影响健康的性别差异

从表 3 模型 6、模型 7 可以看出,女性个体社会资本的健康促进效应高于男性(0.041>0.027),社区社会资本的健康促进效应也高于男性(0.051>0.046)。女性个体社会资本(0.011)小于男性(0.059),同等水平社会资本的增加所产生的健康促进边际效应在女性群体中更加明显。此外,与男性相比,女性一般为家务活动所累,参与社会活动进而形成个体社会网络的机会相对较少,一旦从家庭事务中抽身,其参与社会活动的频率与质量也将高于男性,对个体

健康促进影响更大。

2. 社会资本影响健康的年龄差异

模型 8 和模型 9 中,年龄在 60 岁以下的中年人群体的社会资本健康促进效应更为明显,个体社会资本系数($\beta=0.035$)与社区社会资本的系数($\beta=0.053$),要显著大于 60 岁及以上老年群体个体社会资本系数($\beta=0.033$)和社区社会资本系数($\beta=0.038$),这表明中年人社会资本的个体效应与社区效应均更加突出,老年人社会资本健康促进效应比中年群体更低。社会资本对健康的影响存在“资源获得”与“社交压力”两个方面,中年人往往处于人生中较为辉煌的事业丰收期,社会关系网络和社会资本存量已相对稳定,这一时期的生活质量的改善离不开社会网络资源的支撑,而且与年轻时相比,社会关系的作用开始占主导作用,社会活动参与和社会关系的维系虽然会带来一定的精神压力,但社会资本“资源获得”效应大于压力创造效应。60 岁及以上老年群体退休后的生活重心开始从工作向家庭转变,由于曾经的工作关系网络与亲友关系网络依然相对成熟,社会资本的边际效应并不突出。

3. 社会资本影响健康的婚姻状态差异

表 3 中模型 10 与模型 11 的估计系数显示,非独居样本的个体社会资本与社区社会资本健康促进效应更加明显,个体社会资本系数($\beta=0.0356$)与社区社会资本系数($\beta=0.0481$)均通过了 1% 的显著检验,而独居个体的个体社会资本系数($\beta=-0.034$)与社区社会资本系数($\beta=0.0422$)均不显著。研究样本的独居群体包括离异、已婚独居、丧偶和单身四类群体,不同的群体社会资本效应存在差异。离异群体,社会资本对健康的影响可能存在“先抑后扬”的过程,短期内离异人群面临社交情绪孤独和经济困境,导致社交活动参与骤减、健康恶化,但长期来看,经历了物质与心理的“困难期”之后,其社会网络关系将会重新编织并加固,个体社交活动的参与频率及质量提升的概率不断增加,个体生理与心理健康境遇也逐渐改善。对于已婚独居群体而言,社会资本的健康效应较低,而且在农村地区更为显著,表明传统的亲缘、地缘和血缘关系的维系对健康的作用并不突出。

四、结 语

本研究表明,个体社会资本、社区社会资本均对自评健康有显著的促进作用,而且社区社会资本的健康促进效应更高,但由于农村公共服务设施的落后,以及城市社会网络发达条件下的个体与社区的分离,个体与社区社会资本缺乏促进健康的互动基础。此外,本研究还证实社会资本的健康促进效应存在性别、年龄和婚姻状况的差异。本研究结果具有以下政策含义。

首先,应充分认识到社会资本这一非正式制度对全民健康的积极促进作用,并将其纳入“健康中国”战略推进的政策工具箱。在推进健康中国战略实施过程中,完善的医疗卫生服务体系是健康保障的前提,政府应强化责任,为健康管理创造政策环境,通过大力开展医疗卫生服务行业规范的教育和学习,培育医生和群众之间的信任机制,促进社会互助合作网络及互惠互利关系等社会资本的形成。其次,加大政府投入与补贴力度,积极推进社区公

共服务基础设施、非政府组织和社会团体的建设。在社区,尤其是农村地区应加大体育场馆、社区活动中心、图书馆和各种非政府团体组织的建设力度,建立社区健康服务信息平台,及时更新传播社区居民疾病防治防疫信息,降低信息不对称性,提高居民对个体健康水平改善的关注程度。第三,因人而异,因地制宜,实施差别化的社会资本培育政策,女性、老年人、独居群体及农村低收入群体的社会资本培育应享受必要的政策倾斜。发挥社区委员会、妇联和公益互助组织的作用,改善女性的社会网络,提高女性家庭与社会地位。鼓励成立老年社团、老年协会等组织,为老年人发挥余热和再就业创造良好环境。此外,对丧偶独居或者农村“空巢老人”,留守妇女等群体进行针对性的扶持。坚持精准扶贫,改善农村低收入群体的经济水平,对失业人员进行再就业培训,推进健康中国战略实施。

参考文献:

1. 黄伟伟等(2015):《社会资本对西部贫困地区农村老年人健康质量的影响路径——基于联立方程模型的中介效应检验》,《人口与经济》,第5期。
2. 薛新东、刘国恩(2012):《社会资本决定健康状况吗——来自中国健康与养老追踪调查的证据》,《财贸经济》,第8期。
3. 余慧等(2008):《社会资本对城市居民心理健康的影响:一项多层线性模型分析》,《世界经济文汇》,第6期。
4. 王培刚、陈心广(2015):《社会资本、社会融合与健康获得——以城市流动人口为例》,《华中科技大学学报(社会科学版)》,第3期。
5. Ai, C., and Norton, E.C. (2003), Interaction Terms in Logit and Probit Models. *Economics Letters*. 80(1): 123-129.
6. D'Hombres, B., Rocco, L., Suhrcke, M., and McKee, M. (2010), Does Social Capital Determine Health? Evidence from Eight Transition Countries. *Health Economics*. 19(1): 56-74.
7. Grossman, M. (1972), On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*. 80(2): 223-255.
8. Idler, E.L., and Benyamini, Y. (1997), Self-rated Health and Mortality: A Review of Twenty-seven Community Studies. *Journal of Health and Social Behavior*. 38(1): 21-37.
9. Kennelly, B., O'Shea, E., and Garvey, E. (2003), Social Capital, Life Expectancy and Mortality: A Cross-national Examination. *Social Science & Medicine*. 56(12): 2367-2377.
10. Poortinga, W. (2012), Community Resilience and Health: The Role of Bonding, Bridging, and Linking Aspects of Social Capital. *Health & Place*. 18(2): 286-295.
11. Putnam, R.D. (1994), *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton University Press.
12. Rojas, Y., and Carlson, P. (2006), The Stratification of Social Capital and Its Consequences for Self-rated Health in Taganrog, Russia. *Social Science & Medicine*. 62(11): 2732-2741.
13. Subramanian, D.S.V., Kim, D.J., and Kawachi, I. (2002), Social Trust and Self-rated Health in US Communities: A Multilevel Analysis. *Journal of Urban Health*. 79(S1): S21-S34.
14. Yip, W., Subramanian, S.V., Mitchell, A.D., Lee, D.T., Wang, J., and Kawachi, I. (2007), Does Social Capital Enhance Health and Well-being? Evidence from Rural China. *Social Science & Medicine*. 64(1): 35-49.

(责任编辑:李玉柱)