

·调查与思考·

# 文化适应对随迁老人身心健康的影响\*

池上新

**【摘要】**文章基于2019年广东省深圳市的调查数据,对随迁老人的身心健康与文化适应进行考察,并分析文化适应对身心健康的影响及作用机制。研究结果表明:(1)随迁老人的生理健康较好,但心理健康有待提升。(2)随迁老人的文化适应性较好,态度文化适应水平较高,行为文化适应则具有一定的滞后性。(3)文化适应对随迁老人身心健康有重要影响,表现为态度文化适应影响心理健康,城市认同与家乡认同分别起促进与阻碍作用;行为文化适应则与生理健康紧密相关。(4)运动参与和社会资本是文化适应影响随迁老人身心健康的两条路径。因此,提升深圳市随迁老人的身心健康水平,需要个人、家庭、社区与政府从增强文化适应性、培养积极生活方式、构建社会资本等方面施力。

**【关键词】**随迁老人 文化适应 生理健康 心理健康 生活方式 社会资本

**【作者】**池上新 厦门大学社会与人类学院,副教授。

## 一、问题的提出

与本土文化突出的北京、上海、广州等一线城市相比,深圳是多种文化的汇集地,不同地域和文化背景的人在此相遇。然而,不同人群在社会适应方面存在差异。随迁老人除了面临原社会网络断裂、医保异地无法报销、社会保障缺乏等社会问题外,还存在语言、饮食、风俗习惯、价值观念、宗教信仰等文化适应问题,从而使其处于劣势,并面临较高的健康风险。因此,随迁老人的文化适应与身心健康日益成为重要的社会问题。

目前学术界将随子女流动的老年群体界定为“老年流动人口”“老漂族”或“随迁老人”等,并开始关注这一群体的社会融入(李含伟,2020)、城市定居意愿(刘成斌、巩娜鑫,2020)、身心健康(宋全成、张倩,2018)等问题。但在健康的影响因素上多集中于个体因素、流迁因素、医疗卫生因素和社会经济因素,对文化因素的关注不够,更缺少相应作用机制的分析。随迁老人被动或主动迁移后的文化适应状况如何?文化适应是否影响其身

\* 本文为深圳市哲学社会科学“十三五”规划课题“文化适应与深圳市随迁老人的身心健康及其干预研究”(SZ2019B003)的阶段性成果。

身心健康？这些问题不仅关系随迁老人个人的生活质量，更关乎家庭的稳定与社会的发展。鉴于此，本文从文化适应的理论视角探讨深圳市随迁老人身心健康的影响因素，并对文化适应影响身心健康的作用机制进行探究。

## 二、相关文献及理论假设

美国人类学家 Redfield 等最早提出文化适应概念，认为文化适应是指来自两种不同文化背景的群体在接触、交流中，其中一个或多个群体原有文化性质和模式改变的过程（Redfield 等，1936）。随着文化适应理论的不断深化，学者们逐渐将其应用在流动群体的研究中。如运用文化适应理论分析移民和非移民的健康因素差异（Mantwill 等，2017），分析流动老人的社会融合程度，包括流动老人对流入地语言、饮食服饰习惯、风俗习惯、价值观念等区域性文化的了解、认可及接受状况等（李芳、李志宏，2016）。若采用广义的文化定义，文化融合囊括“态度接受”和“行为接受”（悦中山等，2012）。因此，本文主要从态度与行为两个方面评估随迁老人的文化适应。

在健康的影响因素上，以往研究对文化变量的关注较少，还有很大的探讨空间。在跨国迁移研究中，文化适应被认为是影响移民心理健康的主要因素（Gui 等，2012）。有研究指出，文化适应与健康之间的关系与文化压力的强弱有关，迁移者受到的文化压力越高，其自评健康差的概率越大（Finch 等，2003）。程菲等（2015）研究发现，农民工不能有效应对文化适应压力时，有可能产生严重的身心问题。因此，本文提出假设 1：态度文化适应有利于随迁老人的身心健康；假设 2：行为文化适应有利于随迁老人的身心健康。

在对个体身心健康影响因素的研究中，积极的生活方式和社会资本一直备受关注。积极生活方式是指一系列维护和促进良好健康状况的行为模式（Cockerham 等，1993）。以往相关的研究中，运动健身、休闲娱乐被视为积极生活方式的突出表现（王甫勤，2012）。不少学者发现老年人健身次数与其健康自评显著正相关（宋全成、张倩，2018）。王甫勤（2012）发现，生活方式是社会经济地位决定人们健康水平的中间机制之一，社会经济地位通过生活方式影响人们的健康水平。

社会资本也被视为影响个体身心健康的重要因素。帕特南（2001）认为，社会资本是以信任为核心、同时包括公民参与的网络及互惠互利的规范在内的一种资源集合体。Subramanian 等（2002）发现，社会信任程度高的个体，其健康水平较高。Song（2011）指出，社会参与能够减缓个体的心理压力，提升个体的健康水平。黄乾（2010）在其研究中发现，社会信任、社会参与和关系网络等社会资本对农民工健康有显著的正向影响。周广肃等（2014）认为，社会资本可以有效地减轻收入差距对个人健康的损害。

在文化适应与积极生活方式、社会资本的关系上，有学者提出移民的文化适应程度越高，与当地居民的生活方式趋同度越高（Abraido-lanza 等，2005）。此外，文化适应有助于社会资本的积累。迁移者文化适应程度越高，会促进其社会交往，与本地居民成为朋

友的概率越大(Lara 等,2005)。文化适应增强了个体的日常社会互动能力,有利于促进和提升个体在迁入地的生存发展水平(Organista 等,2003)。基于上述文献,本文提出假设3:文化适应有助于形成积极生活方式,进而有利于随迁老人的身心健康;假设4:文化适应有利于提升社会资本,进而有利于随迁老人的身心健康。

### 三、数据及变量测量

#### (一) 数据来源

本文使用的数据来自笔者2019年12月在深圳的调查,调查采用多阶段随机抽样方法:首先从深圳市9个行政区中选取老龄化较严重的6个区,即福田、罗湖、南山、宝安、龙岗、盐田;每个行政区随机抽取2个街道;每个街道随机抽取2个社区,合计24个社区;在社区工作人员的帮助下,每个社区中随机抽取30个随迁老人和20个本地户籍老人。最终完成随迁老人有效问卷676份,本地户籍老人416份。本文仅使用随迁老人样本,其中,男性占37%;平均年龄为67.7岁;城市户籍占57.3%;高中及以下学历占比86.5%;在婚并与配偶同住占68.9%;63.7%在深圳居住时间超过5年。在流动范围上,跨省占78.2%,省内跨市占15.6%,市内跨区占5.3%;在随迁原因中,照顾第三代占63.3%,年老需要照顾占14%;喜欢城市高品质生活占9.9%;照顾子女占9.3%,其他占3.5%。

#### (二) 变量测量

1. 随迁老人。本文中,随迁老人指跟随子女或其他亲人离开户籍地,与子女或其他亲人在深圳(跨地市级行政区划的居住地改变)共同生活半年以上的60岁及以上的老人。

2. 身心健康。本文从生理健康和心理健康维度比较全面地测量深圳市随迁老人的身心健康。针对生理健康,通过自评身体健康、是否患慢性病、过去一年是否住院3个指标测量,针对心理健康,通过CES-D10简易抑郁量表测量,量表中共10个项目(见表1),答案设计成4个等级:“很少(<1天)”“不太(1~2天)”“有时(3~4天)”和“大多数时间(5~7天)”,并分别赋值1~4分,得分越高意味着出现该现象的频率越高。运用主成分法对这10个调查项目进行因子分析,删除共量值小于0.3的“我感到情绪低落”项目,其他9个项目的Cronbach's Alpha信度系数为0.589,经最大方差法旋转提取躯体化、抑郁情绪和积极情绪3个因子。因子分为服从均值0,标准差1的标准正态分布,为了更为直观地呈现调查对象在各因子上的得分情况,运用公式将心理健康的3个因子值转换为1~100的指数<sup>①</sup>。结果表明,深圳随迁老人中,自评身体健康的比率为84.5%,患有慢性病的比例为43.9%,一年内曾住院的比例为19.9%;心理健康的3个维度(躯体化、

<sup>①</sup> 转换后的因子值=(因子值+B)×A。其中,A=99÷(因子最大值-因子最小值),B=(1÷A)-因子最小值(边燕杰、李煜,2000)。本文中其他因子得分均采用这一标准化方法。

抑郁情绪和积极情绪)得分分别是 44.319、19.434 和 61.307 分,说明深圳市随迁老人的生理健康状况较好,而心理健康水平有待提升。

3. 文化适应。本文将文化适应分为态度文化适应和行为文化适应。对态度文化适应采用量表测量(见表 2)。答案均设为“完全不同意”“比较不同意”“无所谓”“比较同意”和“完全同意”,分别赋值 1~5 分。将这 8 个项目进行因子分析,删除共量值小于 0.3 的“感觉本地人看不起外地人”,对其他 7 个项目再进行因子分析,Cronbach's Alpha 信度系数为 0.690。城市认同与家乡认同因子均值为 73.265 分、68.197 分,两个维度上的得分

均比较高但城市认同略高于家乡认同,可以认为深圳市随迁老人对深圳的心理认同度与接受度较高。行为文化适应反映随迁老人对流入地语言、饮食服饰习惯、风俗习惯、价值观念等的认可及接受状况。通过 5 个项目测量(见表 3),答案均设为“特别不适应”“不太适应”“一般”“比较适应”和“很适应”,分别赋值 1~5。将这 5 个项目进行因子分析,Cronbach's Alpha 信度系数为 0.749,行为文化适应因子均值为 61.392 分,说明深圳随迁老人的行为文化适应水平一般。

4. 积极生活方式。对于积极生活方式的测量,本文选取“运动参与”和“娱乐参与”2 个变量。具体测量通过询问随迁老人闲暇时间“是否经常参加运动、锻炼身体”和“是否经常参加打扑克、麻将等娱乐活

表 1 心理健康因子分析

项目	躯体化	抑郁情绪	积极情绪	共量
因一些小事而烦恼	0.677	0.146	-0.210	0.523
做事时无法集中自己的注意力	0.759	0.012	-0.078	0.583
感到做任何事都很费力	0.697	0.219	-0.013	0.533
对未来充满希望	-0.042	-0.083	0.835	0.706
感到害怕	0.262	0.620	-0.021	0.453
睡眠情况不好	0.547	0.192	0.068	0.341
很愉快	-0.085	-0.147	0.821	0.703
感到孤单	0.158	0.793	-0.116	0.668
觉得自己无法继续生活	0.076	0.776	-0.159	0.634
特征值	1.927	1.751	1.466	5.144
方差贡献率(%)	21.414	19.461	16.288	57.163

表 2 态度文化适应因子分析

项目	城市认同	家乡认同	共量
遵守家乡的风俗习惯很重要	-0.034	0.910	0.830
保持家乡的生活方式很重要	-0.004	0.922	0.849
常常想起家乡的环境和熟悉的人物	-0.031	0.662	0.440
对深圳充满感情	0.874	0.000	0.764
居住在深圳感到高兴	0.881	0.004	0.777
与家乡相比更愿意在深圳生活	0.827	-0.090	0.691
感觉自己是深圳的一员	0.856	-0.013	0.733
特征值	2.960	2.125	5.085
方差贡献率(%)	42.280	30.355	72.635

表 3 行为文化适应因子分析

项目	行为文化适应	共量
对当地人说话的适应程度	0.477	0.228
对当地饮食口味的适应程度	0.722	0.521
对当地风俗习惯的适应程度	0.849	0.720
对当地人社交方式的适应程度	0.841	0.707
对当地人价值观念的适应程度	0.645	0.417
特征值		2.593
方差贡献率(%)		51.856

动”,答案设为“是”和“否”两类,分别赋值为1和0。结果显示,52.7%的随迁老人闲暇时间经常参与体育锻炼,仅有15.3%的随迁老人经常参与娱乐活动。

5. 社会资本。根据帕特南(2001)关于社会资本的定义,本文从网络、参与及信任等维度来测量随迁老人的社会资本。(1)社会网络。本文使用社会交往测量随迁老人的社会网络,询问受访者与邻居、社区组织的联系程度,答案均设为“从来没联系”“很少联系”“有时联系”和“经常联系”,分别赋值1~4;询问受访者在本社区认识的朋友及本地认识的朋友的数量,答案均设为“几乎没有”“很少”“不太”“比较多”和“非常多”,分别赋值1~5。本文将这4个项目进行因子分析,Cronbach's Alpha信度系数为0.685,社会交往因子均值为59.405分,可见深圳随迁老人的社会交往水平一般(见表4)。(2)社会参与。本文主要考察随迁老人过去1年参与各种社区事务、国家事务、志愿活动、党团活动情况,共5个项目,答案均设为

表4 社会交往因子分析

项 目	社会交往	共量
与邻居交往多吗	0.660	0.436
在本社区认识的朋友多吗	0.755	0.570
与居住地社区或居委会联系情况	0.839	0.704
在本地认识的朋友多吗	0.604	0.365
特征值	2.075	
方差贡献率(%)	51.865	

“没有”“偶尔”“有时”和“经常”,赋值为1~4。将这5个项目进行因子分析,Cronbach's Alpha信度系数为0.774,社会参与因子均值仅为16.157分,可见深圳市随迁老人的社会参与水平极低(见表5)。(3)社会信任。这次调查分别询问随迁老人对家庭成员、亲戚、朋友、老乡、邻居、同小区人员、居委会人员、社会上大多数人等八类对象的信任程度,答案按李克特量表分为“很不信任”“较不信任”“一般”“比较信任”“非常信任”5个等级,由低到高依次赋值1~5。这8个项目的Cronbach's Alpha信度系数为0.866。“一般信任”和“特殊信任”因子得分分别为48.637、76.169分,可见特殊信任要远高于一般信任(见表6)。

6. 控制变量。根据以往相关研究,本文控制了性别、年龄、户籍、受教育程度、有无独立经济来源、在深圳居住时间等与健康有关的变量。其中,性别、户籍、有无独立经济来源按虚拟变量处理;受教育程度分为“小学及以下、初中、高中或中专、大专或电大、大学本科及以上”,分别赋值1~5;在深圳居住时间为“6个月至1年、1~2年、2~3年、3~5年、5年以上”,分别赋值1~5。各变

表5 社会参与因子分析

项 目	社会参与	共量
给所在社区提建议或监督社区事务管理	0.788	0.622
通过各种方式向政府有关部门反映情况/提出政策建议	0.841	0.707
在网上就国家事务、社会事件等发表评论,参与讨论	0.777	0.604
主动参与捐款、无偿献血、志愿者活动等	0.558	0.312
参与党/团组织活动,参加党支部会议	0.734	0.539
特征值	2.783	
方差贡献率(%)	55.659	

量的描述性统计情况如表 7 所示<sup>①</sup>。

### (三) 研究策略

本文主要考察文化适应与深圳市随迁老人身心健康的作用路径,即积极生活方式、社会资本在文化适应与健康的中介效应。通过依次检验回归系数的方法判断是否存在中介效应。检验策略包括以下 3 个方程:

$$Y=cX+e1 \quad (1)$$

$$M=aX+e2 \quad (2)$$

$$Y=c'X+bM+e3 \quad (3)$$

其中  $X, Y$  分别为自变量和因变量,  $M$  为中介变量。判断方法为:若 3 个方程中回归系数  $c, a, b$  均显著且  $c'$  小于  $c$ , 则可判断  $X$  对  $Y$  的影响存在部分中介效应, 并计算中介效应占总效应的比例( $ab/c$ );如果  $c'$  不显著, 则可判断  $X$  对  $Y$  的影响存在完全中介效应;若式(1)中  $c$  显著, 式(2)中  $a$  和式(3)中  $b$  有一个不显著, 则需通过 Sobel 或 Goodman 中介检验进行效应判别(温忠麟等, 2012)。此外, 本文在考察中介效应时, 涉及同一样本不同 Logit 模型中的系数比较。然而, 在 Logit 模型中, 不同自变量组合所估计的因变量的残差是不断变化的, 不能像线性回归那样直接通过比较嵌套模型中某一个变量系数的变化来确定该变量作用的变化(洪岩璧, 2015)。为了便于 Logit 模型间系数的比较,

表 6 社会信任因子分析

项 目	一般信任	特殊信任	共量
家庭成员	-0.019	0.811	0.659
亲戚	0.238	0.853	0.785
朋友	0.370	0.776	0.739
老乡	0.591	0.569	0.672
邻居	0.707	0.445	0.699
同小区人员	0.831	0.267	0.761
居委会人员	0.764	0.099	0.594
社会上大多数人	0.774	0.050	0.601
特征值	2.917	2.594	5.511
方差贡献率(%)	36.457	32.421	68.878

表 7 主要变量的描述性统计

变 量	均值	标准差	样本量	变 量	均值	标准差	样本量
身心健康				娱乐参与(是 =1)	0.153	0.360	673
自评身体健康(健康 =1)	0.845	0.362	672	社会资本			
是否患慢性病(是 =1)	0.439	0.497	669	社会交往	59.405	16.766	671
是否住院(是 =1)	0.199	0.399	674	社会参与	16.157	15.384	668
躯体化	44.319	18.818	665	一般信任	48.637	19.626	662
抑郁情绪	19.434	12.942	665	特殊信任	76.169	13.240	662
积极情绪	61.307	19.728	665	控制变量			
文化适应				性别(男 =1)	0.370	0.483	676
城市认同	73.265	22.397	668	年龄	67.704	5.928	672
家乡认同	68.197	20.978	668	户籍(城市 =1)	0.573	0.495	675
行为文化适应	61.392	19.981	666	受教育程度	2.320	1.152	673
积极生活方式				有无独立经济来源(有 =1)	0.637	0.481	673
运动参与(是 =1)	0.527	0.499	672	在深圳居住时间	4.200	1.252	672

<sup>①</sup> 一些项目的填答数据有少量缺失,因此各变量的样本量有些差异。

本文采用“ $y^*$  标准化”方法,即用系数除以各自模型潜在因变量的估计标准差  $SD(y^*)$ 。

#### 四、文化适应与随迁老人的身心健康

##### (一) 文化适应对随迁老人身心健康的影响

表 8 和表 9 给出文化适应对深圳市随迁老人身心健康的回归结果,针对生理健康采用二元 Logistic 回归,而对心理健康采用多元线性回归。从控制变量看,性别、户籍对随迁老人身心健康 6 个维度均无显著影响;年龄对患有慢性病有正向效应;受教育程度、有无独立经济来源均对自评身体具有积极作用,而对躯体化具有消极影响,表现

表 8 文化适应与随迁老人生理健康的回归结果

变 量	模型 1 自评身体 健康	模型 2 是否患 慢性病	模型 3 是否 住院	模型 4 自评身体 健康	模型 5 是否患 慢性病	模型 6 是否 住院	模型 7 自评身体 健康	模型 8 是否患 慢性病	模型 9 是否 住院
<b>态度文化适应</b>									
城市认同	0.003 (0.002)	-0.003 (-0.002)	0.007 (0.004)	0.002 (0.001)	-0.002 (-0.001)	0.008 (0.004)	-0.002 (-0.001)	-0.002 (-0.001)	0.007 (0.004)
家乡认同	-0.002 (-0.001)	0.001 (0.000)	-0.001 (-0.000)	-0.001 (-0.001)	0.000 (0.000)	-0.001 (-0.001)	-0.005 (-0.002)	-0.000 (-0.000)	-0.001 (-0.001)
行为文化适应	0.017*** (0.009)	-0.011** (-0.006)	-0.010* (-0.005)	0.016** (0.008)	-0.010* (-0.005)	-0.009 (-0.004)	0.015** (0.007)	-0.009* (-0.005)	-0.010* (-0.005)
<b>社会资本</b>									
社会交往							0.029*** (0.014)	-0.014** (-0.008)	-0.007 (-0.004)
社会参与							0.012 (0.006)	0.004 (0.002)	-0.010 (-0.005)
一般信任							0.017** (0.008)	-0.014*** (0.007)	0.007 (0.004)
特殊信任							0.006 (0.003)	0.002 (0.001)	0.004 (0.002)
<b>积极生活方式</b>									
运动参与				0.418* (0.207)	-0.104* (-0.056)	-0.191* (-0.104)			
娱乐参与				0.423 (0.209)	0.227 (0.122)	0.233 (0.126)			
Constant	0.855	-3.239***	-2.577*	0.844	-3.247***	-2.506*	0.401	-3.383***	-2.914*
样本量	639	638	641	636	635	638	624	622	625
Chi <sup>2</sup>	52.99***	24.61**	9.37	55.99***	25.50**	10.37	73.05***	36.76***	13.26
Pseudo R <sup>2</sup>	0.096	0.028	0.015	0.102	0.029	0.017	0.136	0.043	0.022

注:回归中控制了性别、年龄、户籍、受教育程度、有无独立经济来源和在深圳居住时间,限于篇幅未列出;系数为非标准化回归系数,括号内数据为  $y^*$  标准化系数;\*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

表9 文化适应与随迁老人心理健康的回归模型

变 量	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18
	躯体化	抑郁情绪	积极情绪	躯体化	抑郁情绪	积极情绪	躯体化	抑郁情绪	积极情绪
<b>态度文化适应</b>									
城市认同	-0.131*** (0.035)	-0.095*** (0.023)	0.206*** (0.037)	-0.129** (0.065)	-0.092*** (0.024)	0.196*** (0.038)	-0.108*** (0.037)	-0.095*** (0.025)	0.178*** (0.040)
家乡认同	0.076** (0.034)	0.033 (0.023)	-0.035 (0.036)	0.074* (0.044)	0.030 (0.023)	-0.032 (0.036)	0.100*** (0.035)	0.041 (0.026)	-0.052 (0.037)
行为文化适应	-0.031 (0.040)	-0.051 (0.033)	0.031 (0.042)	-0.027 (0.040)	-0.050 (0.032)	0.021 (0.043)	-0.017 (0.043)	-0.045 (0.028)	0.008 (0.046)
<b>社会资本</b>									
社会交往							0.019 (0.054)	0.053 (0.035)	0.107* (0.057)
社会参与							-0.084 (0.054)	-0.006 (0.036)	0.037 (0.057)
一般信任							-0.042 (0.041)	-0.021 (0.027)	-0.055 (0.044)
特殊信任							-0.089 (0.060)	-0.125*** (0.039)	0.130** (0.063)
<b>积极生活方式</b>									
运动参与				-0.275 (1.524)	-0.661 (1.011)	2.644 (1.608)			
娱乐参与				-3.990* (2.050)	-0.181 (1.359)	-0.686 (2.162)			
Constant	47.202*** (10.194)	38.110*** (6.739)	58.365*** (10.743)	47.810*** (10.224)	38.087*** (6.779)	59.056*** (10.785)	51.262*** (11.073)	44.622*** (7.287)	48.777*** (11.689)
样本量	635	635	635	632	632	632	622	622	622
F	5.432	4.209	4.576	4.781	3.583	4.135	4.426	3.975	4.105
Pseudo R <sup>2</sup>	0.088	0.069	0.075	0.091	0.070	0.080	0.099	0.090	0.092

注:括号内数据为标准误,其他同表 8。

出社会经济地位对健康的保护效应。在深圳居住时间对生理健康的影响不显著,但一定程度有助于心理健康,如会降低抑郁情绪,这可能是社会融入后的积极效应。

在生理健康上,态度文化适应的影响不显著,而行为文化适应对生理健康的 3 个维度均显著。具体而言,表 8 模型 1 至模型 3 中,行为文化适应因子每增加 1 分,随迁老人自评健康的几率增加 1.71%,患有慢性病的几率减少 1.09%,过去 1 年住院的几率降低 1%,说明行为文化适应有利于随迁老人的生理健康。在心理健康上则相反,态度文化适应具有显著影响,而行为文化适应的影响不显著。具体而言,表 9 模型 10 至模型 12 中,城市认同因子每增加 1 分,躯体化得分降低 0.131 分,抑郁情绪得分降低 0.095 分,积极情

绪得分增加 0.206 分；家乡认同会加剧随迁老人的躯体症状，模型 10 中，家乡认同因子每增加 1 分，躯体化得分增加 0.076 分。这一结果表明，对家乡越认同的随迁老人，社会融入水平越差，心理健康水平也越差；而对城市认同高的随迁老人能够较好地融入该城市，心理健康水平也会相应提升。

## （二）稳健性检验：倾向值匹配分析

传统回归可能一定程度存在自选择效应。例如，有的随迁老人由于某种原因（如生活能力强）文化适应性较好，同时也对身心健康产生影响。为了克服这一内生性问题，检验上述结论的稳健性，本文采用倾向值匹配模型。该方法的理论框架为反事实分析框架，将倾向值相近的对照组和处理组相匹配，得到平均处理效应(ATT)。首先，将文化适应的 3 个变量处理为二元分类变量，将因子分大于均值 0 赋值为 1(处理组)，小于均值 0 则赋值为 0(对照组)，重新生成城市认同、家乡认同和行为文化适应 3 个二元分类变量；采用近邻匹配( $K=1$ )、半径匹配( $r=0.01$ )、核匹配共 3 种匹配方法。不论是生理健康还是心理健康，3 种方法匹配后的数据，均大部分落在共同区间，并且所有控制变量的标准化偏差小于 10%，因此配对样本具有较好的平衡性。最后的倾向值匹配结果如表 10、表 11 所示。

表 10 显示，态度文化适应的 2 个维度对随迁老人的生理健康没有显著影响，行为文化适应则对生理健康有显著积极作用。表 11 显示，态度文化适应有利于随迁老人心理健康，表现为城市认同可降低躯体化的感知水平、减少抑郁情绪、增加积极情绪；家乡认同则会加剧躯体化和抑郁情绪。行为文化适应对随迁老人的躯体化、抑郁情绪不具有显著影响，但一定程度可以增加积极情绪。可见，倾向值匹配结果与传统回归结果基本一致，即态度文化适应有利于随迁老人的心理健康，而行为文化适应有利于生理健康。与传统回归结果略有不同的是，家乡认同会增加抑郁情绪，行为文化适应可以增加

表 10 文化适应与随迁老人生理健康的倾向值匹配结果

变 量	自评身体健康			是否患慢性病			是否住院		
	近邻匹配 ( $K=1$ )	半径匹配 ( $r=0.01$ )	核匹配	近邻匹配 ( $K=1$ )	半径匹配 ( $r=0.01$ )	核匹配	近邻匹配 ( $K=1$ )	半径匹配 ( $r=0.01$ )	核匹配
<b>态度文化适应</b>									
城市认同	0.032 (0.042)	0.033 (0.034)	0.036 (0.032)	-0.061 (0.058)	-0.023 (0.045)	-0.004 (0.042)	0.058 (0.043)	0.069 (0.044)	0.056 (0.039)
家乡认同	0.028 (0.037)	-0.020 (0.030)	-0.017 (0.029)	0.031 (0.052)	0.008 (0.040)	0.010 (0.040)	-0.018 (0.040)	-0.012 (0.032)	-0.010 (0.032)
行为文化适应	0.069* (0.039)	0.090*** (0.029)	0.086*** (0.029)	-0.120** (0.052)	-0.080* (0.041)	-0.073* (0.040)	-0.054* (0.040)	-0.040 (0.032)	-0.044 (0.032)

注：同表 9。

表 11 文化适应与随迁老人心理健康的倾向值匹配结果

变 量	躯体化			抑郁情绪			积极情绪		
	近邻匹配 (K=1)	半径匹配 (r=0.01)	核匹配	近邻匹配 (K=1)	半径匹配 (r=0.01)	核匹配	近邻匹配 (K=1)	半径匹配 (r=0.01)	核匹配
<b>态度文化适应</b>									
城市认同	-7.768*** (2.259)	-6.311*** (1.682)	-6.596*** (1.599)	-3.911** (1.585)	-4.001*** (1.166)	-3.754*** (1.098)	7.500*** (2.226)	6.674*** (1.740)	6.745*** (1.652)
家乡认同	4.912** (1.918)	4.827*** (1.524)	4.209*** (1.504)	2.041* (1.233)	1.624* (0.996)	1.636* (0.983)	3.584 (2.188)	-0.366 (1.615)	-0.948 (1.592)
行为文化适应	-0.880 (1.976)	-0.554 (1.569)	-0.957 (1.528)	-2.633 (1.608)	-1.962 (1.204)	-1.740 (1.065)	5.071* (3.055)	5.556* (3.346)	4.636* (2.792)

注:同表 9。

积极情绪。总之,文化适应对随迁老人身心健康具有显著影响。假设 1 和假设 2 得以一定程度验证。

## 五、文化适应对随迁老人健康的作用机制分析

### (一) 积极生活方式对随迁老人身心健康的影响

通过观察表 8 中模型 4 至模型 6 和表 9 中模型 13 至模型 15,可以发现,运动参与对自评身体健康有显著的积极效应,而对是否患有慢性病、是否住院有显著的负向影响;娱乐参与对躯体化有显著的负向作用。具体而言,表 8 模型 4 至模型 6 中,与没有参与运动的随迁老人相比,参与运动的随迁老人,自评健康的几率提高 51.89%,患有慢性病的几率降低 9.88%,住院的几率降低 17.39%。表 9 模型 13 中,与没有娱乐参与的随迁老人相比,有娱乐参与的随迁老人躯体化的心理感知得分低 3.99 分,说明娱乐参与可以愉悦身心,有助于随迁老人的心理健康。

表 8 中加入运动参与后,虽然文化适应对身心健康的影响方向不变,但行为文化适应对自评身体健康、是否患有慢性病的显著性减弱,而对是否住院的影响不显著,并且  $y^*$  标准化回归系数的绝对值均减小,表明运动参与可能是行为文化适应与是否住院的完全中介变量,是行为文化适应与自评身体健康、是否患慢性病的部分中介变量。表 9 中加入娱乐参与后,城市认同、家乡认同对随迁老人躯体化影响显著性减弱,非标准化回归系数的绝对值下降。说明娱乐参与可能是态度文化适应与躯体化的部分中介变量。

### (二) 社会资本对随迁老人身心健康的影响

社会交往、一般信任对随迁老人的自评身体健康、是否患有慢性病具有显著影响。具体而言,表 8 模型 7 和模型 8 中,社会交往因子每提升 1 分,随迁老人自评健康的几率提升 2.94%,患有慢性病的几率降低 1.39%;一般信任因子每提升 1 分,随迁老人自

评健康的几率增加 1.71%,患有慢性病的几率减少 1.39%。可见,社会交往和一般信任可以促进随迁老人的生理健康。社会支持理论认为人的社会交往可以缓冲心理紧张状态和健康危险因子的潜在致病作用。在心理健康上,社会交往有助于建立积极情绪,表 9 模型 18 中,社会交往因子每提升 1 分,随迁老人的积极情绪增加 0.107 分;特殊信任可以降低抑郁情绪得分,同时有助于提高积极情绪得分,表 9 模型 17 和模型 18 中,特殊信任因子每增加 1 分,随迁老人的抑郁情绪得分降低 0.125 分,积极情绪增加 0.130 分。可见,社会交往和特殊信任有利于随迁老人的心理健康。也有学者发现,特殊化信任和普遍化信任都对健康有积极的作用(胡康,2012)。总之,社会资本可以促进随迁老人的身心健康。

表 8 中加入社会资本后,虽然文化适应对身心健康的影响方向不变,但行为文化适应对自评身体健康、是否患有慢性病的显著性减弱,并且  $y^*$  标准化回归系数的绝对值变小,可见社会交往、一般信任可能是行为文化适应与自评身体健康、是否患慢性病的部分中介变量。换而言之,行为文化适应较好的随迁老人,可能会进行更多的社会交往,对社会多数人也会持有更高的信任水平,进而有利于其生理健康。表 9 中加入社会资本后,城市认同对抑郁情绪的回归系数仍为 -0.095,但对积极情绪的回归系数降低,由 0.206 降到 0.178,因此,社会交往、特殊信任可能是城市认同与积极情绪的部分中介变量。也就是说,城市认同高的随迁老人,社会交往水平、对家人朋友的信任水平均可能更高,从而更能保持愉悦的心情。

### (三) 文化适应对积极生活方式的影响

为了进一步验证积极生活方式在文化适应与随迁老人身心健康之间的中介效应,本文分别构建文化适应对运动参与、娱乐参与的二元 Logistic 回归模型,采用同样的控制变量,结果如表 12 所示。

表 12 文化适应对积极生活方式的影响

变 量	模型 19		模型 20	
	运动参与	娱乐参与	运动参与	娱乐参与
<b>态度文化适应</b>				
城市认同	0.020***(0.004)	0.002(0.005)		
家乡认同	-0.006(0.004)	-0.005(0.005)		
行为文化适应	0.011**(0.005)	-0.001(0.006)		
Constant	-3.833***(-1.204)	-1.902(1.569)		
样本量	640	641		
Chi <sup>2</sup>	66.44***	7.93		
Pseudo R <sup>2</sup>	0.075	0.015		

注:系数为非标准化回归系数,括号内数据为标准误;\*,\*\*,\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

本文重点关心行为文化适应对运动参与的影响,以及城市认同、家乡认同对娱乐参与的影响。从模型 19 中可以看到,行为文化适应对运动参与具有显著的积极作用,行为文化适应因子每增加 1 分,随迁老人参与运动的几率增加 1.11%。运动参与是行为文化适应与随迁老人生理健康的中介变量得以验证。具体而言,运动参与是行为文化适应与是否住院的完全中介变量,是行为文化适应与自评身体健康、是否患慢性病的部分中介变量。中介效应占总效应的比例分别为

27.0%、10.4%。假设 3 得到一定程度验证。从模型 20 可以发现,文化适应对随迁老人的娱乐参与影响不显著,这就出现了“式(1)中 c 显著(模型 10),式(3)中 b 显著(模型 13),而式(2)中 a 不显著”(模型 20),经过 Sobel 与 Goodman 中介检验进行效应判别后发现,中介效应未能通过显著性检验。因此,娱乐参与是态度文化适应与躯体化的中介效应未能得以验证。

#### (四) 文化适应对社会资本的影响

本文通过文化适应对社会交往、一般信任、特殊信任的多元线性回归模型,验证社会资本在文化适应与随迁老人身心健康的中介效应,也采用了同样的控制变量,结果如表 13 所示。模型 21、模型 22、模型 23 分别为社会交往、一般信任和特殊信任模型。从模型 21、模型 22 可以看出,行为文化适应对社会交往、一般信任均有显著的积极作用,表现为行为文化适应因子每提升 1 分,社会交往和一般信任因子将增加 0.252 和 0.199 分。可见,社会交往是行为文化适应与自评身体健康、是否患慢性病的部分中介变量,中介效应占比分别为 42.9%、32.1%。一般信任也是行为文化适应与自评身体健康、是否患慢性病的部分中介变量,中介效应占比分别为 19.9%、25.3%。从模型 21、模型 23 可以发现,城市认同对随迁老人的社会交往、特殊信任也有显著的积极作用,表现为城市认同因子每提升 1 分,社会交往、特殊信任因子得分分别增加 0.182 分和 0.116 分。可见,社会交往、特殊信任是城市认同与积极情绪之间的部分中介变量,中介效应占比分别为 9.4%、7.3%。假设 4 得以验证。

表 13 文化适应对社会资本的影响

变 量	模型 21	模型 22	模型 23
	社会交往	一般信任	特殊信任
态度文化适应			
城市认同	0.182***(0.028)	0.123***(0.035)	0.116***(0.024)
家乡认同	0.024(0.027)	0.058*(0.035)	0.039(0.024)
行为文化适应	0.252***(0.031)	0.199***(0.040)	0.106***(0.028)
Constant	26.198***(8.006)	29.313***(10.346)	59.381***(7.112)
样本量	639	634	634
F	22.370***	7.241***	6.814***
R <sup>2</sup>	0.282	0.114	0.108

注:系数为非标准化回归系数,括号内数据为标准误;\*,\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

## 六、结论与建议

本文使用 2019 年深圳市随迁老人调查数据考察了文化适应与随迁老人身心健康的关系,并验证了积极生活方式、社会资本在二者间的中介效应,得到以下 4 个主要结论:(1)深圳市随迁老人的生理健康较好,但心理健康有待进一步提升。其中自评身体健康的比率为 84.5%,患有慢性病的比率为 43.9%,一年内曾住院的比率为 19.9%;躯体化、抑郁情绪和积极情绪 3 个心理健康维度得分分别是 44.319、19.434 和 61.301 分。(2)深圳市随迁老人文化适应的水平总体较高,这与深圳多元并蓄、开放包容的文化特

色有关。城市认同、家乡认同、行为文化适应3个维度得分分别为73.265、68.197和61.392分,可见深圳市随迁老人城市认同较高,对其文化适应起保护作用;而家乡认同虽然是推进其文化适应的危险因素,但得分相对较低;行为文化适应得分最低,说明随迁老人在行为文化适应方面具有一定的滞后性。(3)文化适应对深圳市随迁老人身心健康具有重要影响且作用方式存在差异。态度文化适应影响随迁老人的心理健康,城市认同与家乡认同分别起促进与阻碍作用,而行为文化适应影响随迁老人的生理健康。(4)运动参与和社会资本是文化适应影响深圳市随迁老人身心健康的中间机制。首先,随迁老人的文化适应水平越高,参与运动健身的概率更大。运动参与对身心健康具有重要的促进效应,尤其是生理健康。其次,随迁老人的文化适应水平也会影响其社会资本水平,而社会资本对随迁老人的身心健康有明显的积极作用,特别是心理健康。

为了进一步提高深圳市随迁老人的文化适应和健康水平,本文提出以下建议:

第一,随迁老人自身要主动增强文化适应性,在自身、家庭和社会间合理分配时间。理解文化差异,转变保守的思想观念,持开放心态,接纳城市文化;主动向子女和社区表达诉求,获取有效的帮助与支持,融入当地生活和社区群体;培养广泛的兴趣爱好,自发组织或参与一些体育娱乐活动,养成积极的生活方式;在兼顾自身、家庭的同时,积极投身社区活动。

第二,子女应多给予随迁老人关爱与支持。关注父母的精神文化生活,帮助其更快融入新的生活环境;鼓励老人积极进行社区参与和社会交往,并提供必要的经济支持。

第三,社区应为随迁老人的健康促进提供条件与平台。建立随迁老人健康信息档案,对其健康状况进行定期评估;成立老年人口信息交流中心,增强老人间的联系与互动,同时提供了解深圳市的养老政策、医保政策、社区服务设施与资源的一体化平台。

第四,社区社会工作者可运用专业方法帮助随迁老人增强文化适应的主动性。社会工作者可有效整合社区居委会、医疗卫生机构和其他福利服务机构等各方力量,帮助随迁老人重塑家庭、社区、社会的多元关系网络,促进随迁与本地老人的互动与合作,同时通过协调社区资源,鼓励随迁老人参与社区事务、党团活动和志愿活动等。

第五,政府要发挥宏观力量,为随迁老人营造开放宽容的社会氛围。加大对建设老年福利设施的投入力度,满足随迁老人在身体锻炼、健康检查与保健、文娱参与等方面的需求;引导新闻媒体营造尊老爱老、友爱宽容的文化氛围,宣传政府养老助老的政策,从价值观的角度强化随迁老人的社会信任。

#### 参考文献:

1. 边燕杰、李煜(2000):《中国城市家庭的社会网络资本》,《清华社会学评论》,第2期。
2. 程菲等(2015):《文化适应对新老农民工心理健康的影响》,《城市问题》,第6期。

3. 洪岩璧(2015):《Logistic 模型的系数比较问题及解决策略:一个综述》,《社会》,第 4 期。
4. 胡康(2012):《社会资本对城乡居民健康的影响》,《云南民族大学学报(哲学社会科学版)》,第 5 期。
5. 黄乾(2010):《教育与社会资本对城市农民工健康的影响研究》,《人口与经济》,第 2 期。
6. 李芳、李志宏(2016):《流动老人社会融合的概念和指标体系研究》,《南方人口》,第 6 期。
7. 李含伟(2020):《老年流动人口群体差异及异地生活感知研究》,《中国人口科学》,第 3 期。
8. 刘成斌、巩娜鑫(2020):《老漂族的城市居留意愿和代际观念》,《中国人口科学》,第 1 期。
9. 帕特南(2001):《使民主运转起来》,王列、赖海榕译,江西人民出版社。
10. 宋全成、张倩(2018):《中国老年流动人口健康状况及影响因素研究》,《中国人口科学》,第 4 期。
11. 王甫勤(2012):《社会经济地位、生活方式与健康不平等》,《社会》,第 2 期。
12. 温忠麟等(2012):《调节效应和中介效应分析》,教育科学出版社。
13. 悅中山等(2012):《农民工社会融合的概念建构与实证分析》,《当代经济科学》,第 1 期。
14. 周广肃等(2014):《收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析》,《管理世界》第 7 期。
15. Abraido-lanza A.F., Chao M.T., Flórez K.R.(2005), Do Healthy Behaviors Decline with Greater Acculturation?: Implications for the Latino Mortality Paradox. *Social Science & Medicine*. 61(6):1243–1255.
16. Cockerham W.C., Abel T., Lüschen G.(1993), Max Weber, Formal Rationality, and Health Lifestyles. *The Sociological Quarterly*. 34(3):413–428.
17. Finch B.K., Vega W.A.(2003), Acculturation Stress, Social Support, and Self-Rated Health Among Latinos in California. *Journal of Immigrant Health*. 5(3):109–117.
18. Gui Y., Berry J.W., Zheng Y.(2012), Migrant Worker Acculturation in China. *International Journal of Intercultural Relations*. 36(4):598–610.
19. Lara M., Gamboa C., Kahramanian M.I., et al.(2005), Acculturation and Latino Health in the United States: A Review of the Literature and Its Sociopolitical Context. *Annual Review of Public Health*. 26:367–397.
20. Mantwill S., Schulz P.J.(2017), Does Acculturation Narrow the Health Literacy Gap between Immigrants and Non-immigrants—An Explorative Study. *Patient Education and Counseling*. 100(4):760–767.
21. Organista P.B., Organista K.C., & Kurasaki K.(2003), The Relationship between Acculturation and Ethnic Minority Health. In Chun K.M., Organista P.B., Marín G. (Eds.), *Acculturation: Advances in Theory, Measurement, and Applied Research*. American Psychological Association.
22. Redfield R., Linton R., Herskovits M.J.(1936), Memorandum for the Study of Acculturation. *American Anthropologist*. 38(1):149–152.
23. Song L.(2011), Social Capital and Psychological Distress. *Journal of Health and Social Behavior*. 52(4):478–492.
24. Subramanian S.V., Kim D.J., Kawachi I.(2002), Social Trust and Self-rated Health in US Communities: A Multilevel Analysis. *Journal of Urban Health*. 79(1):S21–S34.

(责任编辑:李玉柱)