

医养结合对老年人社会参与的影响研究

——基于身心健康的多重中介效应分析

吴宗辉^{1,2}, 王澳¹

(西南大学 1. 国家治理学院, 重庆 400715; 2. 西南大学医院, 重庆 400715)

摘要:厘清医养结合试点城市政策对老年人社会参与的影响机制,是积极应对人口老龄化的现实需要。本文基于积极老龄化理论,探究医养结合试点城市政策促进老年人社会参与的机制,利用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2020年数据,实证分析了医养结合试点城市政策对老年人社会参与的影响,并运用多重中介效应模型分析生理健康、心理健康在医养结合试点城市政策影响老年人社会参与过程中的中介作用。研究表明,医养结合试点城市政策对老年人的社会参与具有显著促进作用,在经替换被解释变量、分样本检验、更换不同数据、倾向性得分匹配等稳健性检验后此结论依然成立;医养结合试点城市政策对老年人社会参与的促进作用在年龄、性别、受教育程度、居住地和所在地区等方面存在差异;生理健康、心理健康在医养结合试点城市政策对老年人社会参与产生影响的过程中起到中介作用。为更好发挥医养结合试点城市政策在积极老龄化战略中的重要作用,需做到宣传与质量兼修,推广医养结合养老服务模式;供给与需求匹配,扩充医养结合养老服务内容;生理与心理并重,提升医养结合养老服务效果。

关键词:医养结合;医养结合试点城市政策;社会参与;健康养老

中图分类号:F062.6;C913 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2024)04-0170-14

一、引言及文献综述

国家统计局数据显示,截至2022年末,我国人口自然增长率为-0.6‰;2023年末,我国人口自然增长率为-1.48‰,出现连续两年人口负增长现象。人口老龄化压力加大的同时,养老和医疗服务供给压力也在不断攀升。医养结合养老模式的问世,有效缓解了养老服务供给与需求的矛盾。早在2016年,我国先后确立了两批、共计90个国家级医养结合试点单位,致力于满足老年人养老与医疗需求。随着养老服务体系的不断完善,实现“老有所为”成为新的目标追求。《“十四五”国家老龄事业发展和养老服务体系规划》(国发〔2021〕35号)强调要在老有所养、老有所医、老有所为、老有所学、老有所乐上不断取得新进展,鼓励老年人继续发挥作用,关键在于促进老年人社会参与。全国人民代表大会常务委员会专题调研组在《关于实施积极应对人口老龄化国家战略、推动老龄事业高质量发展情况的调研报告》中提出积极开展“银龄行动”,引导老年

作者简介:吴宗辉,西南大学国家治理学院,教授。

基金项目:重庆市社会科学规划重点项目“整体性治理视域下重庆医养结合养老服务体系研究”(2022NDZD11),项目负责人:吴宗辉;国家重点研发项目“医养结合服务模式与规范的应用示范课题‘全链式’智慧医养结合服务模式构建与推广”(2020YFC2006100),项目负责人:吴宗辉;西南大学研究生科研创新项目“重庆市贫困老年人社会救助制度创新研究”(SWU23002),项目负责人:王澳。

人积极参与乡村振兴、社区治理、公益慈善、移风易俗、民事调解等活动。社会参与作为积极老龄化理念的核心^[1],是指老年人在社会生活中积极参与各种社会活动和角色扮演,包括但不限于工作、志愿活动、社区参与、文化娱乐和家庭互动等,对老年人的健康、幸福感和生活质量具有重要影响。因此,基于2016年公布的90个试点城市,厘清位于试点城市的老年人与位于非试点城市的老年人在社会参与上是否存在差异,以及造成这种差异的机制如何,对于更好发挥医养结合在积极应对人口老龄化国家战略中的作用具有重要现实意义。

学界对老年人社会参与的影响因素做了大量研究,大体上可分为三类因素。一是个体层面,年龄、文化水平、经济状况、健康状况对老年人社区参与具有显著影响^[2]。二是家庭层面,与独居、无配偶的老年人相比,与孙子女居住、有配偶的老年人社会参与度更高^[3],家庭支持越强,社会参与度越高^[4]。三是社会层面,社区制度、组织、社会政策、经济运行状况、科技进步、基础设施等因素会对老年人社会参与产生显著影响^[5-6]。

在探讨我国养老服务模式的演进中,“医养结合”已成为一个关键议题。居家、社区和机构三种模式逐渐展现出融合的趋势,其中社区医养结合模式以其整合医疗护理和养老服务资源的独特优势,成为解决医疗与养老分离问题的有效途径^[7-9]。然而,现有模式在服务多元化、衔接、质量和政策支持等方面仍面临挑战。学者们普遍认为,要在全面理解医养结合内涵的基础上,采取循序渐进、分类施策的原则,创新服务模式,完善政策机制,以期发挥医养结合服务的功能^[10-11]。进一步地,学界对老年人医养结合服务选择意愿的影响因素进行了深入探讨。城乡差异、婚姻状况、职业、文化水平、医疗保障与技术水平等均对老年人的需求产生显著影响^[12]。此外,老年人的患病情况、对医养结合模式的了解程度^[13],以及他们享有的社会保障和社会支持水平^[14],也在其选择过程中扮演了重要角色。在服务效果评估方面,研究集中在医养结合对老年人的健康改善上。不同类型的医养结合养老服务已被证实能够显著降低老年人的孤独感,提升其主观幸福感,并对心理健康产生积极影响,增强了他们的养老获得感^[15-16]。同时,医养结合服务的健康效应和服务替代效应也不容忽视,它通过改善老年人的健康状况,有效抑制了医疗费用支出^[17]。

综上所述,现有研究着重分析医养结合服务的运行模式,并针对其发展存在的问题提出优化建议;老年人对医养结合选择意愿,以及对医养结合服务的效果评估等,尚未有学者将医养结合试点城市政策与老年人社会参与相结合。但现有研究对老年人社会参与的测度、对医养结合的理论及实证研究,对本研究变量的设置与研究方法的选取具有较大参考意义。本文基于多重中介效应模型,将医养结合试点城市政策、生理健康(ADL)、心理健康(depression)同时纳入对老年人社会参与的分析框架内,深入分析医养结合试点城市政策对老年人社会参与的影响及内在作用机制,为在积极老龄化背景下进一步扩大医养结合试点城市范围提供经验证据,为更好发挥医养结合对老年人社会参与的促进作用提出对策建议。

二、理论分析与研究假设

(一)医养结合与老年人社会参与

社会参与在促进积极老龄化与实现老龄福祉上具有重要作用,已成为学界前沿领域的重要议题^[18]。社会参与的目的是让老年人重新融入社会,这种重返并非指单一的体力活动和劳动,而是涵盖了社会、经济、政治、文化、精神和公益事务等众多领域^[19]。2019年11月,中共中央、国务院印发的《国家积极应对人口老龄化中长期规划》中强调“积极应对人口老龄化,是贯彻以人民为中心的发展思想的内在要求”。“医养结合”作为我国积极老龄化国家战略下的一种新型养老

模式,与传统的仅能满足老年人基本生活需求的养老服务不同,医养结合养老服务模式更加注重回应老年人的健康与医疗服务需求。2016年公布的90个医养结合试点城市理论上能为辖区内老年人提供更多优质医养结合服务。事实上,医养结合与老年人社会参与之间存在密切关联。一方面,老年人参与社会各项活动建立在其健康的体魄之上,享受到体检、日间照料、上门巡诊、娱乐活动等医养结合服务的老年人,其对自我健康的评价更高,同时这些服务也提升了老年人的精神健康水平^[20],增强了老年人社会参与的可能;另一方面,医养结合养老服务模式不仅仅只是对医养资源的共享,也为老年人提供了良好的养老环境、多样化的老年服务和娱乐活动^[21],拓宽了老年人社会参与的渠道。基于此,本文提出如下假设:

假设1:相较于非试点城市的老年人,医养结合试点城市的老年人社会参与程度更高。

(二)医养结合影响老年人社会参与程度的群体差异

即使老年人同处于试点或非试点城市,医养结合对不同群体老年人社会参与的影响也可能存在差异。第一,年龄会造成老年人社会参与的差异。随着年龄的增长,老年人身体出现各种疾病的可能性增加,限制了老年人的日常出行,社交圈子自然越来越小^[22]。因此,老年人的社会参与比例会随着年龄增长而不断下降。这种变化的分界点在80岁,超过80岁后,老年人各项活动的参与比例下降趋势加快^[23]。由于低龄老年人刚离开工作岗位,加之其身体健康状况相较于中高齡老年人处于更好的状态,其社会参与意愿和能力也更强。第二,性别是社会参与呈现差异化的重要因素。在生产活动上,男性拥有技能的比例高于女性,因而选择再就业的男性老年人高于女性老年人^[24]。但在家庭照顾活动上,女性老年人进行家庭照顾活动的比例高于男性^[25]。第三,受教育程度同样会影响老年人社会参与。受教育程度较高的老年人相比于受教育程度较低的老年人更容易重新融入到社区活动当中,从而实现“老有所为”的可能性也更大。文化程度较高的老年人,能够借助自己丰富的知识储备在社区、商业甚至政治等领域,提出建设性的意见,从中获得成就感^[26]。第四,居住地同样也是影响老年人社会参与的重要因素之一。由于城乡经济社会发展的差异,与城市老年人相比,农村老年人缺乏完善的公共服务配套设施和多样化休闲娱乐文化等资源支持^[27],其社会参与的方式与渠道受到限制。例如城市老年人可以发挥时间、经验、威望、社会关系网络等农村老年人不具备的优势,深度参与到社区治理当中^[28]。第五,老年人所在地区的经济水平会影响其社会参与程度。中国社会保障的发展具有明显的空间异质性,这与经济发展水平密切相关^[29]。医养结合养老服务、老年人社会参与配套资源均属于公共服务供给,相关研究证明,中国基本公共服务供给质量整体呈现“东部>中部>西部>东北”的空间分异特征^[30],不同的供给质量理论上会对老年人的社会参与造成影响。综上所述,可提出如下假说:

假设2:医养结合试点城市政策对老年人社会参与的影响存在异质性。

(三)生理健康、心理健康的中介作用

理论上,医养结合能够改善老年人生理健康和心理健康状况,进而促进老年人重新融入社会,提升老年人社会参与水平。医养结合提供多样化的医疗卫生相关服务,重点关注老年人群的健康与健康权的实现^[31]。医养结合与机构养老相比,能够更好地增强老年人在老龄化过程中的社会认同感,促进老年人自我价值的实现,有效改善老年人的健康状况^[32]。尤其是在慢性病防治方面^[33],不论是城镇还是农村,社区健康管理服务、上门看病送药服务等均有助于降低老年人两年内患重病风险^[34]。精神慰藉服务、健康保健知识普及服务对城乡老人认知功能受损起到了显著的抑制作用,提高了城乡老人的生活满意度^[35]。王亚琨等评估医养结合对于老年人心理

健康的影响效应,结果发现医养结合综合干预有益于老年慢性肾病治疗以及改善焦虑和抑郁症状,进而提高其生活质量^[36]。同时,大量研究结果显示,身心健康是社会参与的重要影响因素。较强的自理能力、健康积极的心理状态等显著促进老年人社会参与^[37]。具体而言,健康自评低的老年人属于低参与型的可能性更大,即健康状况是老年人进行社会参与的基础,健康状况处于更高水平的老年人参与各项活动的能力更强^[3]。综上所述,可提出如下假说:

假说3:医养结合试点城市政策通过改善老年人生理健康、心理健康,进而提升老年人社会参与程度。即生理健康、心理健康在医养结合试点城市政策对老年人社会参与产生影响的过程中起到中介作用。

三、研究设计

(一)数据来源

本文数据来源于由北京大学组织实施的“中国健康与养老追踪调查”2020年数据,学界在有关老龄问题的研究中广泛采用该数据。CHARLS 2020年数据共涉及19 395个样本,数据数量充足、质量高,适合本研究的需要。结合本文研究需要,剔除60岁以下、样本所在地情况、社会参与情况以及人口学特征等相关变量缺失值与无效值后,最终获得5 708个样本,其中实验组(样本位于试点城市内)有1 035(18.13%)个样本,对照组(样本位于试点城市外)有4 673(81.87%)个样本。

(二)变量设置

1. 被解释变量

本文的被解释变量为老年人社会参与。分类型来看,老年人社会参与的测量指标可划分为社交类、文化娱乐类、体育健身类和社会志愿服务类等方面^[38]。参照孔泽宇和严新明的研究^[39],本文依据CHARLS 2020年问卷中的“您过去一个月是否进行了下列社交活动?”的回答整理得出老年人的社会参与情况。答案包括:(1)串门、跟朋友交往;(2)打麻将、下棋、打牌、去社区活动室;(3)跳舞、健身、练气功等;(4)上学或者参加培训课程;(5)向与您不住在一起的亲人、朋友或者邻居提供帮助;(6)志愿者活动,或者慈善活动,或者照顾与您不住在一起的病人或残疾人;(7)参加社团组织活动;(8)其他活动。为进一步衡量老年人社会参与情况,根据针对每项活动的参与频率的回答来计算老年人社会参与得分。若回答为“不参加”,赋值为0;回答为“不经常”赋值为1;回答为“差不多每周”赋值为2;回答为“差不多每天”赋值为3。因此,上述8项活动加总后的得分即为老年人社会参与程度综合得分,取值在0到24分之间。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为医养结合试点城市政策。参照民政部网站公布的医养结合90个试点城市名单,依据CHARLS 2013年公布的样本所在地PSU代码与CHARLS 2020年数据进行匹配之后,将处于90个试点城市之一的样本纳入实验组(赋值为1),否则纳入控制组(赋值为0)。

3. 中介变量

本文的中介变量为生理健康状况和心理健康状况。

生理健康状况根据老年人的日常生活能力计算得出。即询问受访者是否在吃饭、如厕、穿衣、洗澡、起居、家务等6项日常活动中存在困难,回答为“没有困难”,赋值为4;回答为“有困难但可完成”赋值为3;回答为“有困难需帮助”,赋值为2;回答为“无法完成”,赋值为1,6项得分加总后即为老年人日常活动能力综合得分,取值在6到24分之间,分值越高,代表老年人日常活动

能力越强,生理健康状况越好。

心理健康状况根据 CHARLS 数据库问卷中 CESD 10 量表测算。总共包括 10 道问题,其中“是否因小事烦恼、精力难以集中、情绪低落、做事费劲、感到害怕、睡眠差、感到孤独和无法继续生活”等 8 道问题主要测算负面情绪,“感到未来充满希望、感到愉快”等 2 道问题主要测算积极情绪,本文针对这 8 道负向问题做了反向处理。回答为“很少或没有”,赋值为 1;回答为“不太多”,赋值为 2;回答为“有时或一半的时间”,赋值为 3;回答为“大多数时间”,赋值为 4。10 项得分加总后即为老年人心理健康状况得分,取值在 10 到 40 分之间,分值越高,代表老年人心理健康状况越好。

4. 控制变量

已有研究表明,个体因素、家庭因素、社会因素均会显著影响老年人参与活动的频率。

个体维度包括:性别(男性赋值为 1,女性赋值为 0)、年龄(按实际年龄取值)、养老保险参与(有养老保险赋值为 1,否则赋值为 0)、医疗保险参与(有医疗保险赋值为 1,否则赋值为 0)、受教育程度(初中及以上赋值为 1,初中以下赋值为 0)、自评健康状况(取值在 1 到 5 之间,分值越高代表自评健康越好)。

家庭维度包括:居住地(居住在城市赋值为 1,居住在农村赋值为 0)、婚姻状况(已婚且与配偶同居赋值为 1,离婚、丧偶、未婚以及已婚但未与配偶同居赋值为 0)。

最后,考虑到不同地区经济社会发展情况有所差异,社会保障水平不一,因此,本研究将地区变量纳入控制变量范畴。具体而言,参照国家相关文件中划分的经济区域(东部、中部、西部、东北地区),并结合 2020 年国家统计局发布的统计年鉴,计算出四大地区当年的经济发展状况进行赋值。东部地区赋值为 4,中部地区赋值为 3,西部地区赋值为 2,东北地区赋值为 1,数值越高,经济状况越好。具体变量赋值与描述性统计见表 1。

表 1 变量赋值与描述性统计

变量类型	变量名	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	社会参与	<i>Participate</i>	5 708	1.374	1.914	0	14
核心解释变量	医养结合试点城市政策	<i>policy</i>	5 708	0.181	0.385	0	1
控制变量	性别	<i>gender</i>	5 708	0.483	0.500	0	1
	年龄	<i>age</i>	5 708	68.042	6.040	60	108
	婚姻状况	<i>marriage</i>	5 708	0.748	0.434	0	1
	受教育程度	<i>educ</i>	5 708	0.314	0.464	0	1
	自评健康	<i>healthy</i>	5 708	2.925	0.018	1	5
	居住地	<i>area</i>	5 708	0.376	0.484	0	1
	养老保险参与	<i>pe</i>	5 708	0.874	0.332	0	1
	医疗保险参与	<i>me</i>	5 708	0.950	0.218	0	1
	地区	<i>district</i>	5 708	2.832	0.933	1	4
	中介变量						
	生理健康	<i>ADL</i>	5 708	23.267	1.755	6	24
	心理健康	<i>depression</i>	5 708	27.911	6.719	10	40

(三)理论模型

由于被解释变量“社会参与”为连续型变量,因此本文采用 OLS 模型进行回归分析。计算老年人社会参与公式如下:

$$Participate_i = \beta_0 + \beta_1 policy_i + \beta_2 ADL_i + \beta_3 depression_i + \beta_4 COV_i + \epsilon_i \quad (1)$$

其中, $Participate_i$ 为被解释变量,代表个体 i 的社会参与状况; $policy_i$ 为核心解释变量,代

表个体 i 是否位于医养结合试点城市内; ADL_i 代表个体 i 的生理健康状况; $depression_i$ 代表个体 i 的心理健康状况; COV_i 代表样本 i 的一系列控制变量, 包括个体特征、家庭特征、地区三个层面的变量, ϵ_i 代表随机扰动项。 β_0 代表常数项, β_1 是核心解释变量 $policy$ 的关键估计系数, β_2 和 β_3 分别为 ADL 和 $depression$ 对应的估计系数, β_4 为本文选取的各控制变量对应的回归系数。

此外, 为了识别生理健康状况与心理健康状况在医养结合试点城市政策影响老年人社会参与中的中介作用, 本文借鉴 Hayes^[40]、温忠麟和叶宝娟^[41] 提出的多重中介效应检验方法, 构建以下模型并结合基准模型(1)进行检验:

$$Participate_i = a_0 + a_1 policy_i + \lambda COV_i + \mu_i \quad (2)$$

$$ADL_i = b_0 + b_1 policy_i + \Omega COV_i + v_i \quad (3)$$

$$depression_i = c_0 + c_1 policy_i + \rho COV_i + u_i \quad (4)$$

式(2)(3)(4)中变量的定义与基准模型(1)相同。 μ_i 、 v_i 、 u_i 为三个模型的随意扰动项, a_0 、 b_0 、 c_0 分别为三个模型的常数项, a_1 、 b_1 、 c_1 分别为医养结合试点城市政策对老年人社会参与的总效应、医养结合试点城市政策对中介变量生理健康状况的效应、医养结合试点城市政策对中介变量心理健康状况的效应, λ 、 Ω 、 ρ 为三个模型中各控制变量对应的回归系数。基准模型(1)中的 β_1 代表医养结合试点城市政策对老年人社会参与的直接效应, $b_1\beta_2$ 代表生理健康状况在医养结合试点城市政策影响老年人社会参与中的中介效应, $c_1\beta_3$ 代表心理健康状况在医养结合试点城市政策影响老年人社会参与中的中介效应。因此, $(b_1\beta_2 + c_1\beta_3)$ 为总中介效应, 总效应、直接效应与中介效应满足如下关系: $a_1 = \beta_1 + (b_1\beta_2 + c_1\beta_3)$ 。

四、实证结果分析

(一)基准回归

表 2 是基于 OLS 模型得出的医养结合试点城市政策、生理健康、心理健康对老年人社会参与的影响效应估计结果。本研究采取逐步加入不同控制变量的方法保证估计结果的稳健性。其中, 模型一、二和三表示依次加入个体特征、家庭特征、地区不同类别控制变量的估计结果, 模型四、五和六表示在模型三的基础上依次加入中介变量生理健康、心理健康以及同时加入二者的估计结果。在不断加入变量的过程中, R^2 值呈上升趋势, 证明控制变量与中介变量的选取是合理且必要的。在 6 个模型当中, 核心解释变量医养结合试点城市政策均在 1% 水平上显著, 且大于 0, 这证明医养结合试点城市政策能显著提升老年人的社会参与度。

以模型六为例, 与位于医养结合试点城市外的老年人相比, 位于医养结合试点城市内的老年人的社会参与水平要高 0.609 分, 从而验证了假设 1。生理健康与心理健康变量均在 1% 水平上显著, 生理健康每增加一分, 老年人社会参与增加 0.052 分; 心理健康每增加 1 分, 老年人社会参与增加 0.015 分。这表明医养结合试点城市政策可能会通过影响生理健康、心理健康渠道间接影响老年人的社会参与, 即生理健康与心理健康在医养结合影响老年人社会参与中起到中介作用。在控制变量层面, 性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、居住地和养老保险参与均在不同显著水平上会对老年人社会参与产生影响, 其余控制变量对老年人社会参与不具备显著影响。具体而言, 女性老年人的社会参与程度更高, 年龄小的老年人的社会参与程度更高, 受教育程度高的老年人的社会参与程度更高, 无配偶的老年人的社会参与程度更高, 居住在城市的老年人的社会参与程度更高, 有养老保险的老年人社会参与程度更高。

表 2 基准回归结果($n=5\ 708$)

变量	<i>Participate</i>					
	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六
<i>policy</i>	0.714*** (9.91)	0.643*** (8.77)	0.638*** (8.62)	0.624*** (8.42)	0.617*** (8.33)	0.609*** (8.22)
<i>age</i>	-0.003 (-0.66)	-0.008* (-1.91)	-0.008* (-1.91)	-0.007 (-1.58)	-0.009** (-2.02)	-0.007* (-1.72)
<i>gender</i>	-0.251*** (-4.85)	-0.182*** (-3.48)	-0.183*** (-3.48)	-0.190*** (-3.63)	-0.212*** (-3.99)	-0.213*** (-4.02)
<i>educ</i>	0.528*** (8.63)	0.435*** (7.15)	0.436*** (7.17)	0.429*** (7.09)	0.410*** (6.75)	0.410*** (6.75)
<i>healthy</i>	0.074*** (3.15)	0.063*** (2.70)	0.062*** (2.67)	0.031 (1.26)	0.021 (0.84)	0.002 (0.07)
<i>pe</i>	0.178*** (2.63)	0.186*** (2.75)	0.186*** (2.76)	0.180*** (2.68)	0.182*** (2.71)	0.178*** (2.65)
<i>me</i>	0.075 (0.69)	0.091 (0.84)	0.092 (0.85)	0.076 (0.70)	0.077 (0.71)	0.066 (0.61)
<i>marriage</i>		-0.221*** (-3.60)	-0.222*** (-3.61)	-0.222*** (-3.61)	-0.248*** (-4.02)	-0.248*** (-4.02)
<i>area</i>		0.397*** (7.23)	0.398*** (7.24)	0.390*** (7.13)	0.372*** (6.78)	0.370*** (6.76)
<i>district</i>			0.010 (0.39)	0.007 (0.29)	0.004 (0.14)	0.003 (0.10)
<i>ADL</i>				0.063*** (5.57)		0.052*** (4.52)
<i>depression</i>					0.018*** (4.43)	0.015*** (3.62)
<i>Cons</i>	0.945*** (2.86)	1.354*** (3.93)	1.325*** (3.79)	-0.091 (-0.21)	1.043*** (2.92)	-0.085 (-0.19)
<i>R</i> ²	0.046	0.057	0.057	0.060	0.060	0.062

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内为 T 值，系数估计结果保留三位小数。下同

(二) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

本文另采取替换被解释变量的方法检验基准回归结果的稳健性。在基准回归模型中，被解释变量考虑了老年人在八项活动中的参与频率，在本部分中，本文采取以下两种方法替换被解释变量。一是直接计算出老年人社会参与的项数，取值在 0 到 8 之间；二是将在 8 项活动中均回答“不参加”的样本，归为“无社会参与”，赋值为 0，其余回答视作“有社会参与”，赋值为 1，从而构造出二值型变量。表 3 汇报了两种方法下的估计结果。结果显示，无论是考虑老年人社会参与的项数还是考虑老年人是否有社会参与，核心解释变量医养结合试点城市政策的估计系数均在 1% 水平上显著为正，说明医养结合试点城市政策的确能够提升老年人的社会参与程度。此外，中介变量生理健康与心理健康的估计系数显著为正，这与基准回归结果一致，证明医养结合试点城市政策正向影响老年人社会参与的结论是稳健的，且生理健康与心理健康在医养结合影响老年人社会参与中可能会起到中介作用。

2. 分样本检验

在本文中,5 708 个样本的年龄范围在 60 岁到 108 岁之间。为进行稳健性检验,剔除掉80 岁以上样本(235 个)重新估计,估计结果如表 3 所示。核心解释变量医养结合试点城市政策的估计系数为 0.600,且在 1%水平上显著,中介变量生理健康与心理健康的估计系数也显著为正,这与基准回归模型结果保持一致,即医养结合试点城市政策正向影响老年人社会参与的结论是稳健的,且生理健康与心理健康在医养结合影响老年人社会参与中可能会起到中介作用。

3. 更换数据集

本文另采取 CHARLS 2018 年数据进行稳健性检验。估计结果如表 3 所示。核心解释变量医养结合试点城市政策的估计系数为 0.204,且在 1%水平上显著。医养结合试点城市政策估计系数大幅度下降可能的原因在于,2018 年距离 2016 年试点城市政策公布时间间隔太短,但仍然能证明医养结合试点城市政策对老年人的社会参与程度的促进作用是显著的。

表 3 稳健性检验

变量	<i>Participate</i>							
	社会参与项数		有无社会参与		分样本检验		更换数据集	
	β	<i>T</i>	β	<i>Z</i>	β	<i>T</i>	β	<i>T</i>
<i>policy</i>	0.295***	8.38	0.863***	11.39	0.600***	7.98	0.204***	2.82
<i>ADL</i>	0.027***	4.84	0.070***	3.95	0.051***	4.31	0.057***	5.06
<i>depression</i>	0.007***	3.23	0.011**	2.43	0.015***	3.63	0.023***	5.65
控制变量	控制		控制		控制		控制	
样本量	5 708		5 708		5 473		5 695	
R^2 / <i>Pseudo R</i> ²	0.068		0.043		0.065		0.047	

4. 倾向性得分匹配

从基准回归模型中可以看出,除核心解释变量外,控制变量中的性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、居住地、养老保险参与六个变量也会对老年人的社会参与产生显著影响。因此,本文采取倾向性得分匹配法克服内生性及样本自选择等问题,来估计医养结合试点城市政策对老年人社会参与产生的净效应。倾向性得分匹配法主要研究思路如下:为样本中的实验组(样本位于医养结合试点城市内)寻找到实现最佳匹配的反事实对照组(样本位于医养结合试点城市外),从而得出两个组别在被解释变量上的差异,即“医养结合试点城市政策的净效应”。

表 4 匹配结果

变量	平均处理效应	<i>K</i> 近邻匹配	半径匹配	核匹配
<i>Participate</i>	<i>ATT</i>	0.582*** (6.34)	0.667*** (8.79)	0.666*** (8.77)

本研究使用 *K* 近邻匹配、半径匹配和核匹配估计平均处理效应(*ATT*)来进行稳健性检验。在 *K* 近邻匹配中,*K* 设置为 1;在半径匹配中,卡尺设置为 0.01;在核匹配中,带宽设置为 0.01。表 4 报告了 *K* 近邻匹配、半径匹配、核匹配三种匹配方法的估计结果。三种匹配方法结果一致,*ATT* 值分别为 0.582、0.667 和 0.666,均在 1%水平上显著大于 0,说明医养结合试点城市政策对老年人的社会参与呈现出正向影响。即医养结合试点城市政策能够促进老年人的社会参与,这同基准回归的结果保持一致,说明基准回归的结果比较稳健。表 5 为半径匹配下平衡性检验结果,匹配后所有控制变量的偏差均小于 10%,且通过了联合检验,说明匹配效果好。

表 5 平衡性检验

变量	匹配情况	均值		偏差 (%)	偏差消减 (%)	T	P
		实验组	对照组				
gender	匹配前	0.481	0.483	−0.4	47.0	−0.12	−0.905
	匹配后	0.481	0.482	−0.2		−0.05	−0.961
age	匹配前	67.906	68.073	−2.8	8.5	−0.80	−0.423
	匹配后	67.906	67.754	2.5		0.57	0.567
marriage	匹配前	0.778	0.742	8.4	65.3	2.41 **	0.016
	匹配后	0.778	0.790	−2.9		−0.69	−0.491
educ	匹配前	0.431	0.288	30.2	95.5	9.04 ***	0.000
	匹配后	0.431	0.424	1.4		0.30	0.765
healthy	匹配前	2.993	2.910	8.5	99.5	2.38 **	0.017
	匹配后	2.993	2.994	−0.0		−0.01	−0.992
area	匹配前	0.566	0.334	48.1	98.9	14.24 ***	0.000
	匹配后	0.566	0.564	0.5		0.12	0.904
pe	匹配前	0.900	0.868	10.2	85.7	2.87 ***	0.004
	匹配后	0.900	0.905	−1.5		−0.36	−0.719
me	匹配前	0.962	0.947	7.3	81.2	2.03 **	0.043
	匹配后	0.962	0.965	−1.4		−0.35	−0.728
district	匹配前	3.170	2.757	44.8	99.4	13.09 ***	0.000
	匹配后	3.170	3.173	−0.3		−0.07	−0.946
	联合检验		Pseudo R ²	LR chi ²	MeanBias	B	R
	匹配前		0.079	426.87	17.8	74.4	0.85
	匹配后		0.000	0.99	1.2	4.4	1.11

(三)异质性检验

基准回归和稳健性检验的结果表明,医养结合试点城市政策能显著促进老年人的社会参与。相关研究认为,老年人的个体特征与家庭特征会影响老年人接受医养结合服务的效果,且老年人的社会参与程度也会因为这些因素的影响而产生差异。那么,医养结合试点城市政策对老年人社会参与的影响程度在不同群体之间是否具有显著差异? 本部分着重讨论此问题。

1. 年龄异质性

本研究参照现行退休政策中对退休老年人的划分,将 60 到 69 岁的样本作为低龄老年人组别,将 70 岁及以上的样本作为中高龄老年人组别进行年龄异质性分析。如表 6 所示,医养结合试点城市政策对低龄组和中高龄组老年人的社会参与均有显著正向影响,均在 1%水平上显著。低龄组的关键估计系数为 0.671,中高龄组的关键估计系数为 0.577,表明医养结合试点城市政策对低龄老年人社会参与程度的提升作用更强。根据生命周期,随着年龄增大身体机能逐渐变差,社会参与度也随之下降,即低龄老年人在不接受医养结合服务的情况下,本身社会参与程度就高于中高龄老年人。而医养结合试点城市政策为老年人提供便利和优质的医疗以及养老服务,极大地保障了老年人身体健康,正向促进老年人的社会参与,对低龄老人的促进作用更明显。

2. 性别异质性

如表 6 所示,医养结合试点城市政策对男性和女性老年人的社会参与均有显著正向影响,且均在 1%水平上显著。男性组的关键估计系数为 0.596,女性组的关键估计系数为 0.662,即医养结合试点城市政策对女性老年人社会参与程度的提升强于对男性的提升。可能的解释是:首先,女性相对于男性,承担了更多家务,在社会各项活动上的参与度低于男性^[42],因此女性社会活动参与的提升空间更大,医养结合试点城市政策对女性老年人社会参与程度的促进作用也更明显。其次,根据人格特质理论,女性的人格特质相较于男性更偏向于亲和性和宜人性,其社会志愿活动上参与度也比男性高,到达退休年龄之后,由于具备更充足的时间,这种性别差异导致的志愿活动参与意愿被放大,激发了医养结合试点城市政策对女性在社会参与程度上的促进作用。

3. 受教育程度异质性

如表 6 所示,医养结合试点城市政策对受教育程度较高和较低的老年人的社会参与均有显著正向影响,对于受教育程度较高的老年人而言,其关键估计系数为 0.626,且在 1%水平上显著,对于受教育程度较低的老年人而言,其关键估计系数为 0.622,且在 1%水平上显著,即医养结合试点城市政策对受教育程度较高老年人社会参与程度的提升作用更强。可能有以下两方面的原因,一方面,受教育程度的不同会造成老年人养老偏好和就医关注的差异。文化程度较高的老年人,更关注养老服务的质量而非成本^[43],再加之自身享受到更高水平的社会保障,他们对于养老模式的选择更具多样性。因此受教育程度较高的老年人选择医养结合养老模式的概率更高,他们从中获得的收益也更高;另一方面,文化程度较高的老年人发生社会隔离的概率更低^[44]。文化程度高的老年人在接受教育的过程中获得了更多的社会网络资源,并且由于接受和学习新事物的能力较强,能够通过互联网保持更高水平的社会参与^[45]。

4. 居住地异质性

如表 6 所示,医养结合试点城市政策对城乡老年人的社会参与均有显著正向影响,均在 1%水平上显著。城市组的关键估计系数为 0.629,农村组的关键估计系数为 0.624,即医养结合试点城市政策对城市老年人社会参与程度的提升强于对农村老年人的提升。这一估计结果可与已有研究相印证。我国长期存在城乡二元结构,使得农村地区发展滞后于城市地区,相较于农村地区,城市地区基础设施(如城市广场、城市公园等)更加完善,所以城市老年人进行社会参与的途径较多、方式较多、内容较丰富,而农村地区既缺少活动的场地和组织资源,又缺少吸引老年人的活动,导致农村老年人缺乏社会参与的机会^[46]。因此,在医养结合试点城市政策的驱动下,城市老年人凭借其拥有更多社会资源而表现出更强的社会参与行为。

5. 地区异质性

在基准回归当中,本研究按照经济区域划分方式将样本分为四个组别,在异质性检验中,将东部、中部地区归为经济较发达地区,将西部、东北部地区归为经济欠发达地区。如表 6 所示,医养结合试点城市政策对经济较发达与欠发达地区老年人的社会参与均有显著正向影响,均在 1%水平上显著。经济较发达地区组的关键估计系数为 0.659,经济欠发达地区组的关键估计系数为 0.593,说明医养结合试点城市政策对经济欠发达地区老年人社会参与程度的促进作用更小。公共服务支出同区域经济水平关系显著^[47],与经济欠发达地区相比,经济较发达地区在公共服务供给数量和质量上均处于优势地位。相应地,发达地区在促进老年人社会参与的配套政策与设置上也更完备。因而发达地区老年人社会参与程度自然更高,医养结合试点城市政策对其社会参与程度的提振作用更强。

综上所述,医养结合试点城市政策对低龄、女性、受教育程度更高、居住在城市、位于经济较发达地区的老年人社会参与的影响作用更强,从而验证了假设 2。

表 6 异质性检验

特征	类别	样本量	<i>Participate</i>
年龄	低龄	3 750	0.671*** (8.22)
	中高龄	1 958	0.577*** (5.06)
性别	男性	2 756	0.596*** (6.42)
	女性	2 952	0.662*** (6.98)
受教育程度	低	3 917	0.622*** (7.88)
	高	915	0.626*** (5.17)
居住地	农村	3 564	0.624*** (7.10)
	城市	2 144	0.629*** (6.06)
地区	欠发达	2 276	0.593*** (4.56)
	较发达	3 432	0.659*** (8.47)

(四)生理健康、心理健康的中介作用

在基准回归当中,模型三为未加入生理健康、心理健康的估计结果,核心解释变量医养结合试点城市政策的估计系数(β_1)为 0.638,随着加入生理健康、心理健康以及同时加入二者后, β_1 分别为 0.624、0.617 和 0.609,均有不同程度的下降,且均在 1%水平上显著,即医养结合试点城市政策会影响老年人的社会参与程度,但在二者加入之后,医养结合试点城市政策对老年人社会参与的影响力减弱。这说明生理健康、心理健康可能是医养结合试点城市政策影响老年人社会参与的关键因素。本文用 bootstrap 法重复抽样 5 000 次检验生理健康和心理健康的中介效应。表 7 为基于 bootstrap 法对生理健康和心理健康的中介效应的估计结果,生理健康与心理健康两条渠道在 95%置信区间内都不包含 0,充分说明生理健康与心理健康在医养结合试点城市政策对老年人社会参与程度的影响中的中介效应显著存在,从而验证了假说 3。医养结合试点城市政策对老年人社会参与程度影响的总效应为 0.638,其中医养结合试点城市政策的直接效应为 0.609,占比高达 95.455%;同时,生理健康的中介效应为 0.011,占比 1.724%;心理健康的中介效应为 0.018,占比 2.821%。可以得出,医养结合试点城市政策对老年人社会参与程度的影响效应以直接效应为主,心理健康的中介效应是生理健康的中介效应的 1.5 倍多。

表 7 bootstrap 检验

效应类型	效应值	Boot 标准误	95%置信区间	相对效应(%)
直接效应	0.609	0.072 3	[0.467,0.751]	95.455
生理健康(ADL)的中介效应	0.011	0.003	[0.004,0.018]	1.724
心理健康(<i>depression</i>)的中介效应	0.018	0.006	[0.007,0.029]	2.821
总效应	0.638	0.072	[0.496,0.780]	100

此外,本文另采用逐步法检验生理健康、心理健康在医养结合试点城市政策对老年人社会参与程度影响中的中介效应,相关估计结果如表 8 所示。表 8 模型(1)中医养结合试点城市政策的系数 a_1 [式(2)]为 $0.638>0$,且在 1%水平上显著,代表总效应存在;模型(2)(3)中生理健康的系数 b_1 [式(3)]为 $0.219>0$,且在 1%水平上显著,心理健康的系数 c_1 [式(4)]为 $1.227>0$,且在 1%水平上显著,代表医养结合试点城市政策能显著改善老年人的身心健康状况;模型(4)中医养结合试点城市政策的系数 β_1 [式(1)]为 $0.609>0$,且在 1%水平上显著,代表医养结合试点城市政策对老年人社会参与影响的直接效应存在,生理健康的系数 β_2 [式(1)]、心理健康的系数 β_3 [式(1)]分别为 0.052、0.015,均在 1%水平上显著,代表生理健康和心理健康的中介效应存在。

表 8 逐步法检验

变量	(1) <i>Participate</i>	(2) <i>ADL</i>	(3) <i>depression</i>	(4) <i>Participate</i>
<i>policy</i>	0.638 *** (8.62)	0.219 *** (4.90)	1.227 *** (5.96)	0.609 *** (8.22)
<i>ADL</i>				0.052 *** (4.52)
<i>depression</i>				0.015 *** (3.62)
控制变量	控制	控制	控制	控制
R^2	0.057	0.109	0.226	0.062

五、结论与讨论

医养结合试点城市政策对老年人生活质量的提升作用已得到学术界的证实,但鲜有研究将医养结合与社会参与相结合,同时将生理健康、心理健康同时纳入医养结合试点城市政策对老年人社会参与影响的分析框架之中更为少见。本文采用北京大学组织实施的“中国健康与养老追踪调查”2020 年数据,基于 OLS 模型实证检验医养结合试点城市政策对老年人社会参与的影响,并利用多重中介效应模型探究了生理健康、心理健康在医养结合试点城市政策对老年人社会

参与产生影响过程中的中介作用。本文结果如下:第一,医养结合试点城市政策对老年人社会参与具有显著提升作用,且经历替换被解释变量、更换数据集、分样本检验和倾向性得分匹配法等一系列稳健性检验后此结论仍然成立;第二,医养结合试点城市政策对老年人社会参与程度的影响具有异质性,对低龄、女性、受教育程度更高、居住在城市和位于经济较发达地区的老年人社会参与的影响作用更强;第三,医养结合试点城市政策通过改善老年人生理健康、心理健康,进而提升老年人社会参与程度。即生理健康、心理健康在医养结合试点城市政策对老年人社会参与产生影响的过程中起到中介作用,bootstrap法和逐步法下的估计结果均证明了此结论。此外,本文还发现医养结合试点城市政策对老年人社会参与程度的影响效应以直接效应为主,占比高达95.455%,心理健康的中介效应是生理健康的中介效应的1.5倍多。基于研究结论,为更好发挥医养结合试点城市政策在积极老龄化战略中的重要作用,本文提出以下对策建议:

首先,本文研究证实,医养结合试点城市政策能够促进老年人的社会参与。但自2016年公布90个试点名单之后,一直未加入新的试点城市。从描述性统计结果来看,本文选取的5708个样本当中,位于医养结合试点城市的老年人仅有1035人(18.13%)。一定程度上反映了当前老年人医养结合参与度较低的现状,制约了医养结合在老年人社会参与方面发挥有效作用。因此,需做到宣传与质量兼修,推广医养结合养老服务模式。一是通过宣传提高老年人对医养结合试点城市政策的认知度和接受度,鼓励他们积极参与其中,提升服务覆盖面,使其在更大范围内发挥对老年人社会参与的促进作用;二是在推广医养结合养老服务模式的过程中,医养结合机构还需要通过构建高素质医养结合服务人才队伍、完善运行机制、推进医疗资源和养老资源有效衔接等措施来不断提升服务质量,为老年人提供更优质的医养服务,进而增强医养结合养老服务模式的吸引力。

其次,异质性分析发现,医养结合试点城市政策对老年人社会参与的影响作用在年龄、性别、受教育程度、居住地、所在区域上存在差异。因此,需做到供给与需求匹配,扩充医养结合养老服务内容。基于老年人个人特质、资源禀赋的差异,依托医养结合机构和社区,建立和完善机构与社区的养老服务网络和支持系统,提供老年人所需的服务和资源,协调相关社区组织和机构,为老年人社会参与创造良好的环境和条件。给予社会参与意愿较弱的群体更多鼓励,给予社会参与意愿更强的群体更多支持。针对社会参与意愿更强的群体,医养结合机构要制定相应的保障措施,支持老年人有序、安全地参与到社会活动当中。针对社会参与意愿较低的群体,通过问卷调查或个别访谈,了解他们的兴趣爱好和需求,向他们征求意见和建议,使开展的活动更能激发他们的参与意愿。

最后,中介效应分析表明,医养结合试点城市政策通过改善老年人生理健康、心理健康,进而提升老年人社会参与程度。因此,需做到生理与心理并重,提升医养结合养老服务效果。现阶段医养结合养老机构,要以老年人多层次健康服务需求为根本出发点和着力点,努力为老年人提供全方位、综合性、高质量、连续性的养老服务。整合社会、集体、家庭和个人的有效照护资源,将医疗、养老、康复、护理、生活照料、精神慰藉等有机结合起来^[48]。使各个层面的资源组织起来、联动起来,形成合力,从而实现让参与服务的老年人达到全面健康的目的。例如,医养结合机构可通过开展药膳养身、养身保健等专题讲座,激发老年人的健康意识。举办心理健康知识宣教、心理关爱活动等提升老年个体心理调节和社会适应能力,预防和缓解老年人后期抑郁情绪的增长^[49]。从身心全面健康的角度出发,增强老年人社会参与的能力,激发老年人社会参与的动力。

参考文献:

- [1] 董嘉杨,陈春. 互联网使用对城市老年人社会参与的影响研究[J]. 调研世界,2023(5):66-75.

- [2] 张娜. 欠发达中小城市老年人社区参与影响因素分析——基于开封市的调查[J]. 社会保障研究, 2015(2): 23-27.
- [3] 谢立黎, 汪斌. 积极老龄化视野下中国老年人社会参与模式及影响因素[J]. 人口研究, 2019(3): 17-30.
- [4] 吴淑琴, 曹娜, 王岑, 等. 家庭支持对流动人口生活满意度的影响: 社会参与和社会融合的中介作用[J]. 中国健康心理学杂志, 2022(10): 1501-1505.
- [5] 李芹. 城市社区老年志愿服务研究——以济南为例[J]. 社会科学, 2010(6): 72-79.
- [6] 陈岱云, 陈希. 人口新常态下服务于老年人社会参与问题研究[J]. 山东社会科学, 2015(7): 114-119.
- [7] 赵晓芳. 健康老龄化背景下“医养结合”养老服务模式研究[J]. 兰州学刊, 2014(9): 129-136.
- [8] 孙建娥, 张志雄. 以社区为基础的老年人长期护理服务模式——OECD国家的经验及其对我国的启示[J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2016(2): 85-92.
- [9] 李长远. 社区居家医养结合养老服务模式的比较优势、掣肘因素及推进策略[J]. 宁夏社会科学, 2018(6): 161-167.
- [10] 刘智勇, 陈雅露. 推进医养结合发展的困局及其化解对策[J]. 中国行政管理, 2022(4): 152-154.
- [11] 杨国霞, 尤海梅, 胡纯广. 疫情防控背景下社区医养结合养老服务规划再思考[J]. 城市问题, 2020(7): 21-27.
- [12] 黄泰毅, 陈菲, 陶红英, 等. 老年人“医养结合”服务需求的影响因素[J]. 中国老年学杂志, 2017(1): 189-191.
- [13] 吴侃, 曹裴姬, 钱佳慧, 等. 成都市中老年人对“医养结合”养老模式认知现状及其影响因素分析[J]. 四川大学学报(医学版), 2017(3): 455-459.
- [14] 谭梅, 张雨婷, 张艳, 等. 基于安德森模型的老年人社区居家医养结合养老服务模式需求及影响因素分析[J]. 中华全科医学, 2023(7): 1179-1183.
- [15] 刘乐, 周路艳, 李雪文, 等. 不同类型医养结合模式下老年人孤独感与主观幸福感[J]. 中国老年学杂志, 2020(18): 3990-3992.
- [16] 曲夏夏. 社区医养结合影响老年人养老获得感的理论依据及验证方法[J]. 山东社会科学, 2019(12): 107-111.
- [17] 孙菊, 韩文晶. 居家社区医养结合服务对老年人医疗费用的影响: 效应测度与机制分析[J]. 江西财经大学学报, 2023(5): 51-64.
- [18] 朱荟. 中国老年人社会参与对其孤独感的影响探究——基于 CLHLS2018 数据的验证[J]. 人口与发展, 2021(5): 12-23.
- [19] 联合国. 第二次老龄问题世界大会——政治宣言[EB/OL]. (2022-04-12)[2024-01-02] <https://www.un.org/zh/documents/treaty/A-CONF-197-9>.
- [20] 高鹏, 杨翠迎, 周彩. 医养结合与老年人健康养老[J]. 财经研究, 2022(4): 124-138.
- [21] 张红凤, 王宇, 黄璐. 医养结合对老年人主观幸福感的影响研究[J]. 经济与管理评论, 2023(3): 130-146.
- [22] KAMIDI A. 老年人社会参与影响因素分析——从《热浪》说起[J]. 江西社会科学, 2020(8): 213-220.
- [23] 李月, 陆杰华. 我国老年人社会参与: 内涵、现状及挑战[J]. 人口与计划生育, 2018(11): 14-17.
- [24] 张雨明. 中国女性老年人的生活现状与需求研究[D]. 上海: 华东师范大学, 2008.
- [25] 宋靓靓, 吕明阳, 汤衡. 基于分层线性模型的老年人“生产性参与”影响因素研究[J]. 人口与发展, 2020(6): 25-39.
- [26] 董亭月. 中国老年人的政治参与及其影响因素研究——基于 2010 年 CGSS 调查数据的实证分析[J]. 人口与发展, 2016(5): 80-89.
- [27] 盛亦男, 刘远卓. 社会参与对老年人健康的影响[J]. 中国人口科学, 2022(6): 97-110.
- [28] 梁贤艳, 江立华. 城市老年人社区参与的动机及激励研究——基于共建共治共享视角[J]. 中国特色社会主义研究, 2022(4): 53-59.
- [29] 蔡瑶瑶, 肖鸿波, 甘晓成, 等. 中国社会保障高质量发展的地区差异及分布动态演进[J]. 经济与管理评论, 2023(6): 30-42.
- [30] 王华春, 李继霞, 徐孟志. 中国农村基本公共服务供给质量的区域差异、动态演进及收敛性[J]. 农村经济, 2023(8): 1-13.
- [31] 刘思琦, 袁莎莎, 路海英, 等. 健康治理视角下我国居家社区医养结合服务治理功能的实现[J]. 中国卫生政策研究, 2022(8): 24-29.
- [32] WILES J L, LEIBING A, GUBERMAN N, et al. The meaning of “aging in place” to older people[J]. The gerontologist, 2012(3): 357-366.
- [33] 胡秀静, 吴小亚, 王家骥, 等. 慢性病防治视角下的我国医养结合与健康管理发展回顾[J]. 中国慢性病预防与控制, 2019(8): 561-564.
- [34] 白晨. 医养结合背景下城乡社区老年健康管理服务供给及效果研究——来自“中国老年健康影响因素跟踪调查”的证据[J]. 中国卫生政策研究, 2020(3): 31-37.
- [35] ZHANG Y K, YEAGER A V, HOU S T. The impact of community-based supports and services on quality of life among the elderly in China: A longitudinal study[J]. Journal of applied gerontology, 2018(10): 1244-1269.
- [36] 王亚琨, 许佳瑞, 吴茜茜, 等. 医养结合综合干预对上海郊区老年慢性肾脏病患者生活质量和精神状态的影响[J]. 上海交通大学学报(医学版), 2022(7): 904-910.
- [37] 罗迪, 侯春秀, 王俊, 等. 养老机构老年人社会参与现状及影响因素[J]. 护理学杂志, 2022(8): 84-87.

- [38] 刘凌晨,程宏宇,彭希哲. 中国老年人社会参与模式对认知衰退的影响[J]. 中国人口科学,2022(4):103-114.
- [39] 孔泽宇,严新明.“老有所养”能否促进“老有所为”——社会养老保险对农村老年人社会参与的影响[J]. 山西财经大学学报,2023(11):1-16.
- [40] HAYES A F. Beyond Baron and Kenny: Statistical mediation analysis in the new millennium[J]. Communication monographs, 2009(4):408-420.
- [41] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014(5):731-745.
- [42] 霍红梅. 家庭支持、社会参与和老年人健康的社会性别分析——以第三期中国妇女社会地位调查辽宁数据为例[J]. 党政干部学刊,2015(12):72-76.
- [43] 韩烨,冀然. 消费水平、就医关注与养老模式偏好——论医养结合制约因素的破解[J]. 兰州学刊,2022(6):128-142.
- [44] 刘成成,陈利群,谢博钦,等. 社区高龄老年人社会隔离现状及影响因素研究[J]. 护理学杂志,2022(13):98-102.
- [45] COTTEN S R, ANDERSON W A, MCCULLOUGH B M. Impact of internet use on loneliness and contact with others among older adults: Cross-sectional analysis[J]. Journal of medical internet research, 2013(2):e39.
- [46] 伍小兰. 农村老年人精神文化生活的现状分析和政策思考[J]. 人口与发展,2009(4):70-75.
- [47] 豆建民,刘欣. 中国区域基本公共服务水平的收敛性及其影响因素分析[J]. 财经研究,2011(10):37-47.
- [48] 吴宗辉,胡永国,游莉,等. 重庆高校社区整合照料式养老服务模式尝试意愿调查研究[J]. 中国卫生事业管理,2017(11):810-813.
- [49] 徐金燕,张倩倩. 老年人社会参与对心理健康的影响——基于 CHARLS 追踪调查的发现[J]. 中国人口科学,2023(4):98-113.

**Effect of Integrated Medical and Elderly Care Services on Seniors' Social Participation:
An Analysis of Various Mediating Factors Pertaining to Physical and Mental Well-being**

WU Zonghui^{1,2}, WANG Ao¹

(1. College of State Governance, Southwest University, Chongqing 400715, China;

2. Southwest University Hospital, Chongqing 400715, China)

Abstract: Clarifying the mechanisms by which the policies of integrated medical and elderly care services in pilot cities affects the social participation of older persons is a practical need to actively respond to the aging of the population. Based on the theory of positive aging, we explored the mechanism of the policies of the pilot cities combining medical and elderly care to promote the social participation of the elderly. Using data from the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) in 2020, the paper empirically analyzes the impact of policies in pilot cities for the integration of medical and elderly care on social participation among the elderly, and uses a multiple mediation effect model to analyze the mediating role of physiological and psychological health in the process of policies affecting social participation among the elderly in pilot cities for the integration of medical and elderly care. The results of the study suggest that the policies of the pilot cities have a significant effect on the social participation of the elderly, which is still valid after the robustness tests of replacing the explanatory variables, split-sample test, replacing different data, and propensity score matching. The effect of the policies of the pilot cities on the social participation of the elderly varies in terms of age, gender, education level, residence, and region. ADL and depression level play a mediating role in the effect of healthcare integration pilot cities' policies on social participation of the elderly. Accordingly, this paper suggests that to better play the important role of the policy of integrating medical and elderly care in the active aging strategy of pilot cities, it is necessary to achieve both publicity and quality improvement, and promote the integrated medical care and elderly care service model, to expand the content of the healthcare integration of elderly care services by matching the supply with the demand, and to improve the effect of the healthcare integration of elderly care by focusing on the physiological and psychological aspects.

Key words: integrated medical and elderly care; pilot city policy on integrated medical and elderly care; social participation; healthy aging

责任编辑 江娟丽

网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>