



工具性日常活动能力对老年人抑郁影响机制与调节效应研究

俞彤

皖南医学院人文与管理学院, 安徽 芜湖 241001

摘要:我国人口老龄化日渐加剧,失能老年人成为社会养老体系中应重点关注的群体之一,而由失能所引发的老年人抑郁研究尚未深入。文章采用2018年中国家庭追踪调查数据,基于工具性日常活动能力评估失能对老年人抑郁的影响并分析其异质性,考察人格特质与认知能力的中介效应、社会支持及社会参与的调节效应。通过稳健性检验发现,工具性日常活动能力对老年人抑郁具有显著负向效应,且东部与西部、性别、受教育水平及年龄等因素存在显著的异质性,3种人格特质与数学推理能力有显著的中介效应。因此,建议完善失能与认知评估及监测机制,建立针对特定人格特质与认知能力等重点人群的心理健康预警机制,推进基层精神卫生服务体系的构建,从制度层面发挥长期护理保险体系对失能老人心理健康的促进作用,大力推进智慧养老,增强老年人的社会参与感。

关键词:日常活动能力;老年人;抑郁;中国家庭追踪调查;失能

中图分类号:C913.6

文献标志码:A

文章编号:1671-0479(2023)03-232-011

doi:10.7655/NYDXBSS20230306

一、文献回顾

进入21世纪,我国人口老龄化程度日渐加剧,数据显示我国60岁以上人口比例从2011年的13.7%增至2021年的18.9%^[1],且65岁以上老年人口比例增速已超越欧美国家,高龄化老年人比例持续增加,预计到2035年我国将迈入深度老龄化时期,而由此所引发的老年健康问题需高度重视。

根据国家卫生健康委员会发布的最新《中国健康老年人标准》,老年人健康状态是指“60周岁及以上生活自理或基本自理的老年人,躯体、心理与社会趋于相互协调与和谐状态”^[2]。老年健康的内涵从单纯的躯体健康拓展至心理健康与社会健康范畴。失能是躯体健康恶化的特定形式,也是个体生命历程中的必经阶段^[3],常见的评估指标是日常活动能力(activity of daily living, ADL)与工具性日常活动能力(instrumental activity of daily living, iADL)。依据第四次中国城乡老年人生活状况抽样调查数据,我国因躯体机能受损与认知功能衰退导致的失能老

人高达4500万,占老年人口总数的18.3%^[4],并有进一步增长趋势。邓平基^[5]基于Markov模型运用第六次全国人口普查数据和2015年全国1%人口抽样数据预测,到2030年我国60岁以上严重失能人口将达到3600万人。李建伟等^[6]预测2030年轻度失能老人比例将逐渐降低,但中度与重度失能老人比例有逐步攀升趋势。老年人失能已成为我国步入人口老龄化的主要社会特征之一。

目前由失能所引发的老年人心理健康问题愈发受到关注。国内有研究基于中国老年健康调查(CLHLS)2018年数据测算出我国失能老人罹患焦虑和抑郁的检出率在20%左右^[7-8],并证实失能是影响老年人心理健康显著的风险因素和明确的预测因子,在临床上以汉密尔顿抑郁评定量表(HDRS)和晚年功能残疾量表(LL-FDI)作为抑郁和失能的评估工具的做法也支持老年残疾是重度抑郁症的风险因素^[9-13]。从发生机制看,有观点认为和认知功能有关的记忆与执行能力是个体心理作用于ADL的重要媒介^[14],认知功能受损可引发老年人心理

基金项目:安徽省哲学社会科学规划项目“基于政策网络分析的当代中国医养结合治理路径研究”(AHSKY2021D32)

收稿日期:2023-03-21

作者简介:俞彤(1972—),男,安徽芜湖人,硕士,教授,研究方向为老年健康,通信作者,yutong@wnmc.edu.cn。

理问题,进而可反向导致失能^[15]。同时,抑郁也可能是老年人失能和认知功能障碍之间的中介变量,而社会关系和社会支持对上述关系具有调节效应^[16]。压力应激理论的观点认为,失能是个体步入老年时所面临的重大负性事件,其降低了老年人的生活自理能力,加剧了老年人对家庭照料与社会支持的依赖度^[17-18],引发诸如自我认同的错位、生命意义感的下降和社会参与度的疏离等抑郁情绪,也成为老年人自杀意念的重要危险因素^[19]。

年龄在失能对老年人心理健康的影响机制中具有调节效应。张月云等^[20]通过构建“时点一个人—社区”多层次线性模型发现,随年龄增长,重度失能对老年人心理健康的抑制效应将趋于减弱。李丹等^[21]运用潜变量增长曲线模型分析了收入差异对心理健康的不平等符合年龄中和效应,证实了年龄在两者影响机制中具有显著的调节效应。

从社会支持的角度,首先,唐丹等^[22]认为老年人独居与空巢等居住方式加剧了失能老年人抑郁的风险。其次,关于家庭照料对失能老年人心理健康的影响研究较多但争议较大。李青原^[23]认为家庭照料显著降低了城乡失能老年人的抑郁水平。刘西国等^[24]则认为因我国缺乏对失能老年人长期照护的社会支持机制,家庭照料反而加剧了失能老年人的抑郁水平。而晏月平等^[25]认为直系亲属照料对不同失能水平老年人的生活满意度有显著性影响,应考虑针对不同失能水平的老年人制定分类养老政策,并兼顾社会参与、居家社区养老与社会保险等因素。陈显友^[26]认为失能老年人长期照护的社会支持,提升了老年人自尊自信与社会归属感,对长期照护的积极应对方式在社会支持与主观幸福感之间形成调节效应。

抑郁本质上是生物学、社会心理和个体禀赋等复杂因素综合所致。一方面,既往研究有关失能对老年人抑郁的影响机制及基于人口学和地区因素等异质性分析尚不充分。另一方面,以人为中心,个体在人格特质与认知能力等方面的异质性在抑郁研究中不应被忽视^[27]。但已有研究仍多以人格特质和认知能力的同质性为前提预设,鲜有从个体异质性角度去探讨失能对老年人抑郁的中介效应。同时,已有研究多从居住方式、家庭照料等非正式社会支持层面探讨失能对老年人抑郁的影响机制或调节效应。当前随着我国社会保障制度与基层卫生体制等正式社会支持机制的逐步完善,以及移动互联网和电视等社会参与媒介快速普及,这些因素是否对失能老年人的心理健康产生调节效应,政策上是否存在心理绩效等问题还需深入探讨。

区别于已有研究,本研究尝试通过iADL表征

老年人失能水平,以生物—心理—社会医学模式为理论框架探讨iADL对老年人抑郁的影响,并构建老年人“iADL—认知能力与人格特质—抑郁”分析框架,探讨老年人失能对其抑郁的中介效应以及相关的社会支持与社会参与等因素对老年人抑郁的调节效应。本研究为实施积极应对人口老龄化,消除健康贫困,实现健康均等化提供相应的政策建议。

本文基于如下三个研究假设展开讨论:第一,改善iADL对降低老年人抑郁具有显著作用;第二,人格特质与认知能力是iADL降低老年人抑郁的中介机制;第三,社会支持与社会参与在iADL对老年人抑郁影响机制中具有调节效应。

二、研究设计

(一)数据来源

本文主要使用北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)2018年中国家庭追踪调查(Chinese Family Panel Studies,CFPS)数据库。2010年该数据库完成首次基线调查,共采访约14 960户家庭42 590人,自2012年开始每2年一轮针对个体、家庭与社区层面全样本追踪调查,数据库覆盖了我国25个省份95%的人口基数,反映了当代中国社会、经济、人口、教育与健康的社会变迁,为公共政策研究提供了翔实权威的第一手数据^[28]。

本文所用数据来源于2020年12月正式更新的CFPS 2018年成人数据库与家庭收入数据库。研究对象是60岁以上的老年人。剔除抑郁水平、iADL与躯体性日常生活能力(body activity of daily living, BADL)等关键变量存在缺失值的样本,最终有效样本为4 396例。样本容量符合研究目标。

(二)变量选取及描述性统计

1. 被解释变量

本文以老年人抑郁水平为被解释变量。CFPS 2018数据是基于流调中心抑郁量表(center epidemiological studies depression scale, CES-D)评估抑郁水平。原始CES-D量表为20条目量表,实际受访中因作答时间过长存在较高的拒答率而简化为CES-D 10条目量表。CFPS 2018数据中抑郁测评量表在CES-D 10条目量表基础上删除“我感到害怕”“我对未来充满希望”2个条目,形成CES-D 8条目量表。通过询问“过去1周发生如下行为频率”,包括:①我感到情绪低落;②我觉得做任何事都很费劲;③我的睡眠不好;④我感到愉快;⑤我感到孤独;⑥我生活快乐;⑦我感到悲伤难过;⑧我觉得生活无法继续。8个条目由4级李克特量表构成,即“0=几乎没有(不到1天)”“1=有些时候(1~2天)”“2=经常有(3~4天)”“3=大多是时候有(5~7天)”。CES-D 8条

目量表计分范围为0~24分,得分越高抑郁水平越高。经测算 CES-D 8 条目量表 Cronbach's α 为 0.788, KMO 检验值为 0.816, 量表信效度符合要求。

2. 解释变量

目前评价老年人失能的主流量表是由 Lawton 等^[29]所开发的日常生活能力量表,包括 iADL 量表和 BADL 量表。CFPS 2018 数据中通过独立的户外活动、进餐、做饭、公共交通、购物、清洁卫生、洗衣等 7 条目 iADL 量表对老年人社会参与和自理能力进行评价。条目答案为“是”和“否”。量表计分范围为 0~7 分。低于 7 分表示 iADL 存在功能受损。引入 CFPS 2016 数据中的 iADL 做滞后一期处理,目的是消除模型所存在的内生性问题。

BADL 量表计 5 个条目,包括:①能否接触到颈根;②能否接触到后腰;③能否从椅子上站立;④能否捡起地上的书;⑤自转一圈的步数。量表计分范围为 0~10 分。得分小于或等于 5 分,表示 BADL 受损。

3. 中介变量

本文以人格特质与认知能力为中介变量。CFPS 2018 数据中新增的人格特质评价是依据简版大五人格量表,有较好的信效度^[30]。量表通过 15 个条目构建了亲和性、尽责性、外向性、开放性与情绪稳定性等 5 类人格特质,每类人格特质对应 3 个条目,条目采用 Likert 5 级计分,正向答案为“完全不符合”到“完全符合”,计分 1~5 分。15 个条目中存在 5 个反向问题,即“有时对别人粗鲁、不客气”(亲和性)、“经常会担心”(情绪稳定性)、“容易紧张”(情绪稳定性)、“往往很懒惰”(尽责性)与“含蓄、保守”(外向性),并将其转换为正向计分。参照王春超等^[31]对人格特质的计分方法:每个条目做均值为 0、方差为 1 的标准化处理,然后求其平均值形成人格特质得分。CFPS 2018 数据中主要通过测试数学与词组两项能力来评估认知能力,前者计分为 0~24 分,后者计分为 0~34 分。

4. 控制变量

本文以相关文献为借鉴提出如下控制变量:①人口学特征主要包括年龄、户籍、教育水平与婚姻状况。②既往的荟萃分析支持健康状况与生活方式是抑郁发生的风险因素^[32],故选择半年内患 1 种及以上慢性病情况、自评健康变化、体重指数(BMI)等变量反映个体的主客观健康状况;选择吸烟频次、饮酒频次与每周锻炼频次等变量反映个体的生活方式。③家庭特征包括过去 12 个月家庭收入、配偶关系与子女关系。④医生信任度与宗教信仰等社会认知对老年人心理健康问题有显著影响。基于如下考虑:老年人进入生命历程的晚期,健康水平逐渐下降,良好的医生信任度有助于缓解其焦虑

感,改善心理健康水平^[33]。同时,近年来我国老年人群中信教人数逐渐增多,学界基本认同宗教信仰是影响心理健康的显著因素^[34-35]。⑤地区分布包括东部、西部与中部。变量的定义与描述性统计见表 1。

表 1 变量的定义与描述性统计

| 变量 | 均值 | 标准差 | 变量定义 |
|----------------|-------|------|---|
| 被解释变量 | | | |
| 老年人抑郁 | 5.51 | 4.40 | 计分范围 0~24 分;反向计分 |
| 核心解释变量 | | | |
| iADL | 6.58 | 1.15 | 计分范围 0~7 分;正向计分 |
| 工具变量 | | | |
| BADL | 9.23 | 1.34 | 计分范围 0~10 分;正向计分 |
| 2016 年 iADL | 6.64 | 1.05 | 计分范围 0~7 分;正向计分 |
| 控制变量 | | | |
| 年龄 | 67.83 | 5.99 | 实际年龄,岁 |
| 性别 | 0.54 | 0.50 | 1=男;0=女 |
| 户口 | 0.33 | 0.47 | 1=城镇;0=农村 |
| 婚姻状况 | 0.85 | 0.35 | 1=已婚/同居;0=未婚/离婚/丧偶 |
| 教育水平 | | | |
| 文盲 | 0.34 | 0.47 | 1=文盲 |
| 小学 | 0.28 | 0.45 | 1=小学 |
| 初中及以上 | 0.38 | 0.48 | 1=初中及以上 |
| 半年内患 1 种及以上慢性病 | 0.31 | 0.46 | 1=半年内患 1 种及以上慢性病; |
| 自评健康变化 | 0.53 | 0.50 | 1=无变化/变好;0=变差 |
| BMI | 23.16 | 3.46 | BMI=体重/身高 ² (kg/m ²) |
| 吸烟频次 | 0.30 | 0.46 | 1=过去一个月吸烟 |
| 饮酒频次 | 0.19 | 0.39 | 1=过去一个月每周喝酒 3 次 |
| 每周锻炼频次 | 0.57 | 0.49 | 1=锻炼频次大于 1 次 |
| 配偶关系 | 4.35 | 1.02 | 计分范围 1~5 分;正向计分 |
| 子女关系 | 13.00 | 6.66 | 计分范围 1~40 分;正向计分 |
| 医生信任度 | 6.85 | 2.44 | 计分范围 1~10 分;正向计分 |
| 宗教信仰 | | | |
| 无信仰 | 0.22 | 0.42 | 1=有信仰;0=无信仰 |
| 仅有 1 种信仰 | 0.29 | 0.45 | 1=仅有 1 种信仰 |
| 有 2 种及以上信仰 | 0.49 | 0.50 | 1=有 2 种或以上的信仰 |
| 过去 12 个月家庭收入对数 | 10.39 | 1.22 | 过去 12 个月家庭总收入的对数 |
| 地区 | | | |
| 东部地区 | 0.48 | 0.50 | 1=东部地区 |
| 中部地区 | 0.30 | 0.46 | 1=中部地区 |
| 西部地区 | 0.22 | 0.42 | 1=西部地区 |

(三)模型设定

本文基于CFPS 2018数据以逐步回归法构建中国老年人iADL对其抑郁影响的基准模型。运用工具变量法、分位数回归与倾向匹配得分等3种方法对模型进行稳健性检验,并对人口学与地区等因素进行异质性检验。本文设定基准模型为:

$$\text{Depression}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{iADL}_i + \beta_2 \text{Control}_i + \mu_i \quad (1)$$

方程(1)中,Depression_i为被解释变量,代表受访者*i*的抑郁水平,以CES-D 8条目量表得分来衡量;iADL_i为核心解释变量,指受访者*i*的工具性日常活动能力;Control_i为控制变量,包括人口学特征、健康状况、生活方式、家庭特征、社会认知以及地区分布等; β_1 与 β_2 为待估参数, β_0 为常数项; μ_i 为随机误差项。

稳健性检验后,设定Mediator_i为中介变量。其中,*i*=1表示以人格特质为代表的非认知能力;*i*=2表示以记忆及数学能力为标志的认知能力。方程(2)为iADL对中介变量的影响,方程(3)表示中介变量对老年人抑郁的影响,方程(4)表示iADL与中介变量对老年人抑郁的共同影响。

$$\text{Mediator}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{iADL}_i + \beta_2 \text{Control}_i + \mu_i \quad (2)$$

$$\text{Depression}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \text{Mediator}_i + \beta_2 \text{Control}_i + \mu_i \quad (3)$$

$$\text{Depression}_i = \lambda_0 + \lambda_1 \text{Mediator}_i + \lambda_2 \text{iADL}_i + \beta_2 \text{Control}_i + \mu_i \quad (4)$$

设置方程(5)进一步考察相关的社会支持与社会参与是否通过与iADL的交互作用对老年人抑郁存在调节效应。如果相关的社会支持与社会参与能缓解iADL受损对老年人抑郁的负面影响,则交互项系数应显著为正;反之,iADL改善提升了老年人心理健康水平,则交互项系数应显著为负。模型估计基于统计学软件Stata16.1完成。

$$\text{Depression}_i = \delta_0 + \delta_1 \text{iADL}_i + \delta_2 \text{Socialsupport}_i + \theta_1 \text{iADL}_i \times \text{Socialsupport}_i + \beta_2 \text{Control}_i + \mu_i \quad (5)$$

三、实证分析

(一)基准回归结果

考虑到核心解释变量的生理学属性,模型1加入人口学特征为控制变量。考虑到核心解释变量的社会参与属性,模型2加入健康状况、生活方式、家庭特征、社会认知等控制变量,并控制了地区因素。经检验模型1、2不存在多重共线性,并以稳健标准误规避异方差影响。估计结果显示,逐步回归后模型的拟合优度增大。考虑到CES-D 8条目量表计分范围为0~24分,其中445例样本计分为0,数据未通过正态性检验,属于受限因变量,模型3设定为左侧受限Tobit回归(表2)。

基准回归的估计结果表明,iADL对老年人抑郁具有显著负向效应。Tobit回归显示在抑郁得分大

于7分样本中,iADL对老年人抑郁平均边际效应为-0.194。控制变量中,年龄对老年人抑郁的影响显著,反映了伴随着人生阅历的丰富,年龄的成熟效应与存活效应开始显现^[36],证实了年龄对老年人抑郁具有中和效应。相比女性,老年男性抑郁水平明显较低。国内外研究均证实了老年女性可能较男性更易“多愁善感”,其心理健康需引起重视^[37-38]。当前我国仍处于城乡二元化的社会结构,城市拥有更多的社会资源与较为完善的社会福利。改革开放以来,农村青壮劳动力逐渐涌入城市,我国农村空心化与空巢化趋势明显,农村老年人面临了更多的孤独感与疏离感^[39],相比城市老年人其抑郁水平显著提升。已婚并与配偶同居以及融洽的婚姻关系能让老年人获得更多的精神慰藉,心理健康程度显著提升。伴随受教育水平的提高,自我缓解心理焦虑感的能力逐渐提升,抑郁水平也逐步下降。自评健康变化较好及半年内无慢性病发生的老年人,其抑郁水平显著降低。BMI越高的老年人,其心理健康程度也越高,和相关研究结论一致^[40]。生活方式方面,除吸烟不显著外,适当饮酒与体育锻炼能显著缓解焦虑情绪,降低抑郁水平。社会认知方面,对医生信任度越高,抑郁水平越低。有2种及以上信仰的老年人相比无信仰或有1种信仰的老年人,其抑郁水平显著提高。良好并稳定的家庭经济条件关乎老年人生活安全感与保障,其对老年人心理健康水平具有显著提升效应^[41]。

(二)稳健性检验

1. 内生性检验

CFPS 2018数据中iADL是由独立的户外活动、进餐、做饭、公共交通、购物、清洁卫生、洗衣等7种自理能力构成,评估了老年人的社会参与能力和生活自理能力。基准回归结果支持了iADL对老年人抑郁有显著影响。但依据Dunlop等^[42]的观点,有严重抑郁的患者对其自身iADL存在低估的可能。抑郁既可能是iADL受损的结果,也可能是其风险因素,即两者之间可能存在联立因果关系从而导致基准回归出现内生性。本文经稳健DWH检验拒绝了iADL外生性的原假设,证实其确实存在显著的内生性。

首先,为了克服内生性问题,本文选择BADL为工具变量。考虑到iADL明显受到BADL的影响,但是BADL究其本质是纯粹的躯体活动能力指标,几乎不含社会参与属性,对老年人抑郁不会产生较大影响,故认为BADL可能是一个较为合理的外生变量,其与抑郁水平之间的相关系数较小($\rho = -0.2151$),满足工具变量有效性的外生性假设。其次,引入2016年iADL(滞后1期)为工具变量。其理由为既往iADL能影响调查当期抑郁水平,而当期抑郁水平不可能反向影响既往的iADL。选择2016年iADL作

表2 iADL对老年人抑郁影响的基准回归估计结果

| 变量 | 模型1(Basic) | 模型(OLS) | 模型3(Tobit) |
|--------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| iADL | -0.731*** (0.070) | -0.525*** (0.065) | -0.525*** (0.057) |
| 年龄 | -0.030** (0.011) | -0.031** (0.011) | -0.034** (0.012) |
| 性别 | -1.088*** (0.133) | -0.792*** (0.148) | -0.870*** (0.162) |
| 户口 | -1.216*** (0.137) | -0.603*** (0.146) | -0.686*** (0.164) |
| 婚姻状况 | -1.866*** (0.214) | -1.157*** (0.214) | -1.192*** (0.194) |
| 教育水平 | | | |
| 小学 | -0.646*** (0.172) | -0.464** (0.161) | -0.489** (0.166) |
| 初中及以上 | -0.825*** (0.168) | -0.499** (0.159) | -0.504** (0.172) |
| 半年内患1种及以上慢性病 | | 0.939*** (0.136) | 1.019*** (0.141) |
| 自评健康变化 | | -1.759*** (0.121) | -1.928*** (0.131) |
| BMI | | -0.062*** (0.017) | -0.068*** (0.019) |
| 饮酒 | | -0.599*** (0.146) | -0.676*** (0.175) |
| 吸烟 | | 0.202 (0.145) | 0.178 (0.161) |
| 每周锻炼频次 | | -0.362** (0.122) | -0.418** (0.132) |
| 配偶关系 | | -0.510*** (0.070) | -0.560*** (0.065) |
| 子女关系 | | -0.025* (0.010) | -0.025* (0.010) |
| 医生信任度 | | -0.181*** (0.025) | -0.198*** (0.026) |
| 宗教信仰 | | | |
| 仅有1种信仰 | | -0.247 (0.154) | -0.292 (0.178) |
| 有2种及以上信仰 | | 0.553*** (0.147) | 0.562*** (0.162) |
| 家庭年收入对数 | | -0.613*** (0.060) | -0.659*** (0.057) |
| 常数项 | 15.09*** (0.979) | 25.12*** (1.227) | 26.33*** (1.257) |
| 地区效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测数 | 4 396 | 4 396 | 4 396 |
| 卡方值 | | | 1 368.90 |
| R^2 | 0.148 | 0.275 | |

*、**、*** 分别表示5%、1%与1%水平上显著;括号内为稳健标准误。

为工具变量可进一步消除截面数据可能存在的潜在联立因果关系,降低内生性带来的估计偏误。

表3为对工具变量运用两阶段最小二乘法(2SLS)估计结果。模型4为第一阶段回归,代表了BADL、iADL 2016等2个工具变量对iADL有显著正向效应。最小特征统计量为1 109.07(大于10%所对应的临界值19.93),拒绝弱工具变量假设。Partial R^2 显示两个工具变量对内生性的iADL解释力为0.339,接受BADL和iADL 2016为合理工具变量。因异方差原因Hausman检验不适用稳健标准误回归,故另选稳健DWH检验,其统计量为27.977,模型5为第二阶段回归,并通过内生性检验。过度识别约束Hansen's J 检验 $P>0.243 4$,提示引入两个工具变量具有良好的外生性。运用GMM、LIML、ivTobit等方法得出和2SLS基本一致的结果。另外,通过2SLS得出iADL对老年人抑郁的估计系数为-0.970。事实上,在基准回归中上述系数为-0.525,且iADL与残差项之间存在负相关($\rho=-0.412 6$),估计系数确实存在低估。

综上,引入工具变量后基准回归估计结果同样

表3 工具变量的两阶段最小二乘法回归估计结果

| 工具变量 | 模型4 (第一阶段) | 模型5 (第二阶段) |
|---------------|------------------|-----------------------|
| BADL | 0.297*** (0.021) | — |
| iADL 2016 | 0.379*** (0.031) | — |
| | — | -0.970*** (0.110) |
| F 值 | 40.25*** | — |
| Wald值 | — | 1 535.33*** |
| 最小特征统计量 | 1 109.07 | — |
| 稳健DWH内生性检验 | — | 27.977*** |
| 过度识别约束检验 | — | 1.361 ($P>0.243 4$) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 地区分布 | 控制 | 控制 |
| Partial R^2 | 0.339 | — |
| R^2 | 0.395 | 0.262 |
| n | 4 349 | 4 349 |

*** 表示1%水平上显著;括号内为稳健标准误。

显著,证明iADL是影响老年人抑郁的重要因素,缓解老年人失能对提升心理健康水平具有显著作用。

2. 倾向得分匹配稳健性检验

倾向得分匹配(propensity score matching, PSM)是基于Rosenbaum和Rubin提出的反事实框架,常

用于克服截面数据研究中非随机性^[43]。本文探讨的是iADL对老年人抑郁的影响机制,但实际观测中无法了解iADL功能正常的老年人在其iADL功能受损时的抑郁水平,只能观察iADL功能正常时的抑郁水平。PSM是基于不可观测的反事实,借助倾向得分寻找与实验组(iADL功能正常)禀赋特征相似的控制组(iADL功能受损)进行匹配。当控制外部因素后,通过判断实验组与控制组之间差异以估计iADL对老年人抑郁的影响程度,反事实框架下控制相关因素后消除样本选择性偏差与缓解内生性,进一步验证了iADL是影响老年人抑郁的核心因素。

图1表明匹配后控制组与实验组之间具有相似特征,差异度被基本消除,满足平衡性假设。表4采取自助抽样法,结果显示基于卡尺匹配、近邻匹配与核匹配等方法得到的平均处理效应(ATT)较基准回归、2SLS回归有一定的提升。PSM在考虑样本选择性偏差的前提下,证实核心解释变量iADL对老年人抑郁水平具有显著影响,改善老年人失能是提升心理健康有效的干预策略。

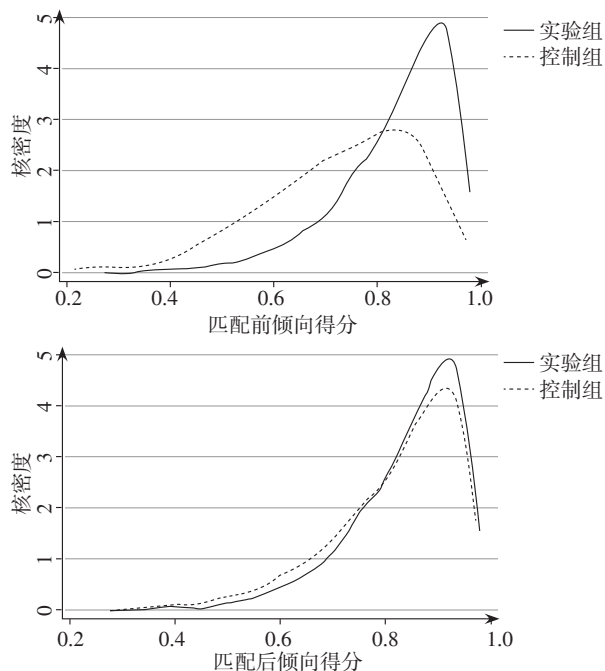


图1 实验组与控制组匹配前后的核密度图

3. 条件分位数回归稳健性检验

Koenker和Bassett提出的条件分位数回归主要作用是估计解释变量对被解释变量在扰动项不同分位点上的异质性影响^[44]。优势在于避免扰动项参数分布假设,降低OLS对异常值的敏感性,适用于异方差数据^[45]。但如仅估计解释变量对被解释变量一般性边际影响,则需运用无条件分位数回归。该方法主要包括再中心化影响函数(RIF)、无条件分位数处理效应与部分无条件分位数回归等3种模型。本研究老年人的抑郁水平存在高度的异质性,基准回归只提

表4 iADL对老年人抑郁影响的依倾向得分匹配稳健性检验

| 匹配方法 | ATT | Bootstrap标准误 | z值 |
|-------------|-----------|--------------|-------|
| 卡尺匹配(0.001) | -1.328*** | 0.258 | -5.14 |
| 近邻匹配(1:4) | -1.277*** | 0.220 | -5.80 |
| 近邻匹配(1:1) | -1.338*** | 0.258 | -5.18 |
| 核匹配 | -1.366*** | 0.192 | -7.11 |

***表示1%水平上显著。

供了iADL变化对老年人不同抑郁水平的均值影响。为验证其稳健性,运用条件分位数回归与无条件分位数回归估计不同的分位数,比较iADL变化对老年人不同抑郁水平的边际影响。

运用Bootstrap自助法进行条件分位数回归估计。表5显示iADL在第25、50、75与90百分位点上对老年人抑郁具有显著的抑制效应,且4个百分位点上均存在显著差异。随着百分位数提高,Bootstrap自助标准误逐渐增大,表明高分位数上的回归系数估计不够准确。无条件分位数回归估计结果总体弱于条件分位数回归,但在第90百分位点上无条件分位数回归显示iADL对老年人抑郁的抑制效应明显高于条件分位数回归。

图2表明iADL越好对老年人抑郁的抑制效应越强,提示改善iADL对抑制重度抑郁具有显著作用,针对重点人群的失能水平精准施策是提升老年人心理健康的有效干预策略。

表5 iADL对老年人心理抑郁影响的分位数回归

| 百分位点 | 条件分位数回归 | 无条件分位数回归 |
|------|------------------|-------------------|
| 25 | -0.388*** (0.07) | -0.173*** (-3.38) |
| 50 | -0.511*** (0.09) | -0.439*** (-5.85) |
| 75 | -0.814*** (0.09) | -0.731*** (-7.72) |
| 90 | -0.963*** (0.15) | -1.430*** (-9.01) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 地区效应 | 控制 | 控制 |
| 观测数 | 4 349 | 4 349 |

*, **, ***分别表示5%、1%与1%水平上显著;括号内为Bootstrap自助标准误。

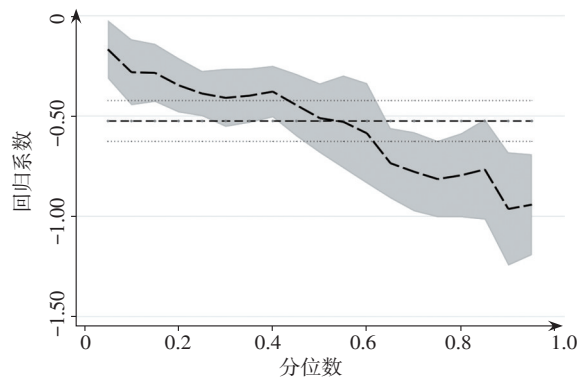


图2 iADL对老年人抑郁的条件分位数回归

(三) 组间异质性检验

本研究基于工具变量法的2SLS回归,先由第一

阶段估算 iADL 拟合值,代入第二阶段后进行回归。之后,基于似无相关模型的 SUR 检验计算组间系数差异,估计其异质性。

1. 地区异质性检验

地区间的社会文化差异与不平衡的经济发展水平会对个体心理健康产生影响。CPFS 2018 数据覆盖了 25 个省份。其中,东部地区 10 个省份、西部地区 8 个省份、中部地区 7 个省份。结果显示,以上 3 个地区内 iADL 对老年人抑郁的影响均呈现显著的抑制效应(表 6)。

组间系数差异检验显示东部与西部具有显著的地区异质性^[46],中部地区不显著。其解释为,一方面,东部地区多为经济发达地区,其社会养老服务网络覆盖较广、卫生资源配置较为充分。iADL 对生活质量与主观幸福感提升效应不明显,对抑郁的抑制效应较弱。另一方面,西部地区经济欠发达,社会与医疗资源分配不够充分,社会养老服务网络与医养结合体系尚未能广泛覆盖,西部又是我国劳动力主要流出地区,独居与空巢是老年人主要居住

形式,良好的 iADL 是维持自我生活质量、提升主观幸福感的首要前提。因此,iADL 对老年人抑郁的抑制效应存在显著的地区异质性。

表 6 iADL 对老年人抑郁影响的地区异质性检验

| 项目 | 模型 6 (东部地区) | 模型 7 (中部地区) | 模型 8 (西部地区) |
|--------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| iADL | -0.757 ^{**} (0.141) | -0.966 ^{**} (0.149) | -1.587 ^{**} (0.240) |
| SUR 检验 | 0.033 1 [*] | 0.921 3 | 0.011 9 [*] |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测数 | 2 082 | 1 304 | 963 |

*、**分别表示 5%与 1%水平上显著;括号内为稳健标准误。

2. 人口学异质性检验

基于性别、户口、年龄及受教育水平等人口学因素进行异质性检验(表 7),结果显示,iADL 对老年女性抑郁影响更为显著;年龄方面,设定≥75 岁为高龄组,<75 岁为低龄组,低龄组 iADL 对抑郁的抑制效应显著高于高龄组,符合年龄中和效应;受教育水平方面,低学历组中 iADL 对老年人抑郁具有较大的抑制效应。

表 7 iADL 对老年人抑郁的人口学异质性检验

| 项目 | 模型 9(男性) | 模型 10(女性) | 模型 11(城市) | 模型 12(农村) |
|--------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| iADL | -0.704 ^{**} (0.131) | -1.102 ^{**} (0.187) | -0.714 ^{**} (0.158) | -1.047 ^{**} (0.108) |
| SUR 检验 | 0.080 7 | 0.080 7 | 0.121 8 | 0.121 8 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地区效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测数 | 2 365 | 1 984 | 1 431 | 2 918 |
| 项目 | 模型 13(高龄组) | 模型 14(低龄组) | 模型 15(初中以上) | 模型 16(小学以下) |
| iADL | -0.682 [*] (0.170) | -1.076 ^{**} (0.108) | -0.622 ^{**} (0.140) | -1.121 ^{**} (0.115) |
| SUR 检验 | 0.077 6 | 0.077 6 | 0.013 3 [*] | 0.013 3 [*] |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 地区效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测数 | 619 | 3 730 | 1 640 | 2 709 |

*、**分别表示 5%与 1%水平上显著;括号内为稳健标准误。

四、iADL 对老年人抑郁影响机制: 人格特质与认知能力的中介效应

本文以人格特质与认知能力为中介变量估计 iADL 对老年人抑郁的中介效应(表 8)。模型 17、18、19 显示 Sobel 检验显著,考虑该检验存在局限性^[47],故再次运用 Bootstrap 自助法进行 1 000 次抽样验证,显示有 3 种人格特质的置信区间不包含 0,结果稳健^[48]。模型 17、18、19 显示 α_1 均在 1%水平下正向显著,表明较好的 iADL 对老年人的尽责性、外向性与情绪稳定性等人格特质具有显著的正向效应。 λ_1 均在 1%水平下负向显著,表明 3 类人格特质显著降低老年人抑郁。 λ_2 在 1%水平下负向显著,表明较好的 iADL 显著强化了这 3 类人格特质从而有效降低老年人抑郁水平。因此,尽责性、外向性与情绪稳定性等人格特质在老年人的 iADL—抑郁影响中存在显著的中介效应(5 种人格特质汇报显著

的中介变量)。

依据方程(2)和(4)待估参数计算 $1-\lambda_2/\alpha_1$ 估计不同人格特质在老年人 iADL—抑郁影响中的贡献率^[49]。经估计,尽责性与外向性解释了两之间影响效应的 3.8%和 3.6%。情绪稳定性解释了两之间影响效应的 9.5%,是 3 种人格特质中最重要中介变量,近期一项通过功能性随机森林技术识别不同的人格特质,并运用静息态功能连接分析的研究从认知神经生物学的角度证实了该结论^[50]。

模型 20 显示 Sobel 检验显著,表明推理能力在老年人 iADL—抑郁影响的中介效应显著,而词汇能力不显著。运用 Bootstrap 法验证,结果依然稳健。模型 20 显示 α_1 在 1%水平下正向显著,表明较好的 iADL 对老年人的推理能力具有显著正向效应。推理能力估计系数 λ_1 负向显著,表明良好的推理能力可显著降低老年人抑郁水平,并且解释了两之间影响效应的 2.8%。

表8 iADL对老年人抑郁影响机制:人格特质与认知能力的中介效应

| 项目 | 模型17 (人格特质—尽责性) | 模型18 (人格特质—外向性) | 模型19 (人格特质—情绪稳定性) | 模型20 (认知能力—数学推理能力) |
|-------------|--------------------|--------------------|----------------------|-----------------------|
| α_1 | 0.035*(0.009) | 0.026*(0.009) | 0.031**(0.009) | 0.284**(0.044) |
| λ_1 | -0.574**(0.087) | -0.724**(0.090) | -1.633**(0.088) | -0.060**(0.019) |
| 中介效应 | -0.020**(0.006) | -0.019*(0.007) | -0.050**(0.015) | -0.017*(0.006) |
| λ_2 | -0.506**(0.052) | -0.507**(0.052) | -0.476**(0.050) | -0.596**(0.066) |
| Sobel 检验 | -0.020**(0.006) | -0.019**(0.007) | -0.050**(0.015) | -0.017*(0.006) |
| Bootstrap | -0.034 0~-0.008 7 | -0.034 2~-0.005 1 | -0.079 3~-0.021 8 | -0.028 9~-0.005 2 |
| 置信区间 | (0.006 4) | (0.007 3) | (0.014 6) | (0.006 1) |
| 贡献率(%) | 3.8 | 3.6 | 9.5 | 2.8 |
| 观测数 | 4 277 | 4 272 | 4 277 | 4 344 |

*、**分别表示5%与1%水平上显著;括号内为稳健标准误。

五、社会支持与社会参与在iADL对老年人抑郁影响中的调节效应

本部分探讨社会支持与社会参与在iADL—老年人抑郁影响中的调节效应。其中,正式的社会支持包括社会保障与卫生服务可及性。社会保障选取是否参加了养老保险以及是否参加城镇职工医疗保险(简称城职保)、并轨医保(依据2016年1月国务院《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》,将城乡居民医疗保险与新型农村合作医疗做并轨处理)、补充医保与公费医疗等医疗保险。卫生服务可及性包括就医满意度、医疗服务水平。正向计分,范围1~5分。就医地点包含综合医院、专科医院、社区卫生服务中心/乡镇卫生院、社区卫生服务站/村卫生室与诊所等五个选项。非正式的社会支持主要指由配偶、子女等直系亲属照料。社会参与包括是否移动上网与看电视时长。

表9显示,模型21~24基于工具变量2SLS回归以消除交互项的内生性问题。为消除调节变量的多重共线性问题,均做中心化处理。养老保险、并轨医保及补充医保和iADL的交互项对老年人抑郁存在显著负向效应,表明社会保障对较好的iADL老年人的心理健康有显著的促进效应。而城职保对iADL功能受损的老年人抑郁具有显著的缓冲效应,证实医疗保险具有明显的心理绩效^[51]。表10显示,提升就医满意度与医疗服务水平有利于增强失能老年人应对疾病风险的信心,对缓解心理焦虑具有显著的缓冲效应。但就医地点的差异对老年人抑郁的调节效应不显著。非社会支持方面,证实了家庭照料对失能老年人抑郁具有显著的缓冲效应,该效应较其他社会支持更为明显。表11显示,移动上网对iADL功能受损的老年人抑郁具有显著缓解效应,支持了Koong等^[52]的观点,即电子类设备使用能缓解老年认知障碍并改善iADL,

是抑郁有效的干预策略。但是看电视时长对iADL功能受损的老年人抑郁具有加剧效应,即严重失能老年人,看电视时间越长其抑郁水平越高。

六、政策建议

本文基于CFPS 2018数据探讨我国老年人的iADL—抑郁影响机制,以及人格特质与认知能力的中介效应、相关社会支持与社会参与的调节效应。本研究发现,iADL对老年人抑郁具有明确的负向效应,且东部与西部、性别、教育程度和年龄等因素存在显著的异质性。尽责性、外向性与情绪稳定性等3类人格特质以及推理能力对老年人抑郁具有显著的中介效应,其中,情绪稳定性在中介效应中具有最强解释力。社会支持的调节效应,养老保险、并轨医保与补充医保在iADL—抑郁影响机制中具有显著的促进效应,城职保、就医满意度、卫生服务水平、直系亲属照料具有显著的缓冲效应。社会参与的调节效应,是否移动上网具有显著的缓冲效应,但看电视时长对老年人抑郁具有显著的加剧效应。

基于此研究结论,本文提出如下政策建议。

(一)建立失能与认知评估与监测机制

老年人失能会降低其心理健康水平,加大罹患抑郁的风险。应加强基层卫生服务体系网格化管理,建立重点失能老人的心理健康档案。尤其需要对特定人格特质和认知功能障碍等重点人群进行筛查,完善心理健康预警机制并实施针对性心理干预。

(二)完善长期护理保险体系

直系亲属照料与精神慰藉对失能老人心理健康具有显著的缓解作用。根据我国国情,家庭照料仍将是当前失能老人最主要的养老模式。因此,应完善家庭照料服务的界定标准,积极推进以居家养老为主的长期护理保险制度,建立并完善针对直系亲属照料的长期护理保险支付体系。

表9 社会保障在iADL对老年人抑郁影响中的调节效应

| 项目 | 社会保障 | | | |
|---------|-------------------|--------------------|---------------------|-------------------|
| | 模型 21 | 模型 22 | 模型 23 | 模型 24 |
| iADL | -1.129*** (0.118) | -0.930*** (0.091) | -0.935*** (-10.400) | -1.012*** (0.093) |
| 养老保险 | -0.236* (-1.850) | | | |
| 养老保险交互项 | 1.027*** (-4.980) | | | |
| 城职保 | | -0.584*** (-2.870) | | |
| 城职保交互项 | | 0.676** (2.540) | | |
| 医疗保险并轨 | | | 0.165 (0.990) | |
| 医保并轨交互项 | | | -0.575* (-2.860) | |
| 补充保险 | | | | -0.519 (0.588) |
| 补充保险交互项 | | | | -4.912*** (1.834) |
| 观测数 | 4 209 | 4 349 | 4 349 | 4 349 |

*、**、***分别表示5%、1%与1%水平上显著;括号内为稳健标准误。

表10 社会支持在iADL对老年人抑郁影响中的调节效应

| 项目 | 医疗服务可及性与直系亲属照护 | | |
|-----------|-------------------|--------------------|--------------------|
| | 模型 25 | 模型 26 | 模型 27 |
| iADL | -1.080*** (0.112) | -0.571*** (-5.450) | -1.777*** (-6.640) |
| 就医满意度 | -0.232*** (0.076) | | |
| 就医满意度交互项 | 0.257** (0.131) | | |
| 医疗服务水平 | | -0.278*** (-4.270) | |
| 医疗服务水平交互项 | | 0.194* (1.770) | |
| 直系亲属照护 | | | -0.713*** (0.297) |
| 直系亲属照护交互项 | | | 3.155*** (3.320) |
| 观测数 | 4 325 | 4 325 | 4 331 |

*、**、***分别表示5%、1%与1%水平上显著;括号内为稳健标准误。

表11 社会参与在iADL对老年人抑郁影响中的调节效应

| 项目 | 社会参与 | |
|----------|--------------------|--------------------|
| | 模型 28 | 模型 29 |
| iADL | -0.914*** (-9.760) | -0.389*** (-3.340) |
| 移动上网 | -0.307 (-1.440) | |
| 移动上网交互项 | 0.701** (1.960) | |
| 看电视时长 | | -0.212*** (-3.150) |
| 看电视时长交互项 | | -0.314** (-2.460) |
| 观测数 | 4 348 | 3 947 |

*、**、***分别表示5%、1%与1%水平上显著;括号内为稳健标准误。

(三)提高卫生服务可及性

合理规划区域卫生资源,完善医养结合的养老模式,着力提升失能老人日常就医的便捷性。目前我国基层医疗卫生体系中对精神卫生治疗覆盖较为欠缺,可配合失能评估进行大规模心理健康筛查,发现风险及早干预。

(四)推进智慧养老

大力推进智慧养老,提升老年人数字资源共享水平。丰富老年人的文化娱乐生活,特别是帮助独居与空巢失能老人等重点人群增强社会参与感,降低孤独感与疏离感,着力打造老年人友好型社区,

提升老年人的心理健康水平。

本文不足之处在于,因截面数据的特点,预设老年人的iADL固定不变,故缺乏对iADL变化所引发抑郁的动态研究。后续研究将拓展老年健康的内涵,并基于面板数据结合健康转移概率与队列研究探讨老年人躯体健康对心理健康、社会健康的动态影响机制,为改善失能老年人整体健康水平提供精准的政策干预。

参考文献

[1] 中华人民共和国2020年国民经济和社会发展统计公

- 报[EB/OL]. [2022-02-28]. http://www.gov.cn/xinwen/2022-02/28/content_5676015.htm
- [2] 中华人民共和国国家卫生健康委员会. 中国健康老年人标准[EB/OL]. [2022-09-28]. <http://www.nhc.gov.cn/wjw/wsbzxx/wsbz.shtml>
- [3] 丁百仁,王毅杰. 由身至心:中国老年人的失能状态与幸福感[J]. 人口与发展,2017,23(5):82-90
- [4] 全国老龄工作委员会办公室. 第四次中国城乡老年人生活状况抽样调查总数据集[M]. 北京:华龄出版社,2018:34-35
- [5] 邓平基. 基于Markov模型的失能老年人口规模预测[J]. 中国老年学杂志,2022,42(20):5121-5125
- [6] 李建伟,吉文桥,钱诚. 我国人口深度老龄化与老年照护服务需求发展趋势[J]. 改革,2022(2):1-21
- [7] 腾佳杉,张颢. 失能老年人抑郁状况及其影响因素研究[J]. 现代预防医学,2022,49(7):1241-1245,1258
- [8] 任蒋磊,莫宝庆,张鹏鹏,等. 老年人抑郁的影响因素分析[J]. 实用老年医学,2021,35(6):575-579
- [9] 罗雅楠,王振杰,郑晓璞. 中老年人日常活动能力变化与抑郁症状关系的研究[J]. 中华流行病学杂志,2017,38(8):1055-1059
- [10] 李焕,张小曼,王素冬,等. 居家老年人日常生活能力与抑郁关系的调查[J]. 现代预防医学,2014,41(23):4308-4309,4334
- [11] KIM B J, CHOI Y. The relationship between activities of daily living (ADL), chronic diseases, and depression among older Korean immigrants [J]. *Educ Gerontol*, 2015,41(6):417-427
- [12] 李漫漫,付轶男,吴茂春,等. 老年人日常生活活动能力与抑郁相关性的研究[J]. 现代预防医学,2017,44(21):3957-3961
- [13] MORIN R T, NELSON C, BICKFORD D, et al. Somatic and anxiety symptoms of depression are associated with disability in late life depression[J]. *Aging Ment Health*, 2020,24(8):1225-1228
- [14] SUCHY Y, KRAYBILL M L, FRANCHOW E. Instrumental activities of daily living among community-dwelling older adults: discrepancies between self-report and performance are mediated by cognitive reserve [J]. *J Clin Exp Neuropsychol*, 2011,33(1):92-100
- [15] BREWSTER G S, PETERSON L, ROKER R, et al. Depressive symptoms, cognition, and everyday function among community-residing older adults [J]. *J Aging Health*, 2017,29(3):367-388
- [16] MA W B, WU B, GAO X Q, et al. Association between frailty and cognitive function in older Chinese people: a moderated mediation of social relationships and depressive symptoms[J]. *J Affect Disord*, 2022,316:223-232
- [17] 刘亚飞,张敬云. 非正式照料会改善失能老人的心理健康吗?——基于CHARLS 2013的实证研究[J]. 南方人口,2017,32(6):64-78
- [18] 薛阳阳,孙熠,覃芹丹,等. 中文版照护依赖量表在失能老年人中应用的信度与效度分析[J]. 中国康复医学杂志,2015,30(1):26-30
- [19] 瞿先国,陈浩,施煜禾,等. 中国老年人自杀意念影响因素研究的Meta分析[J]. 中国农村卫生事业管理,2022,42(2):127-132
- [20] 张月云,李建新. 老年人失能水平与心理健康:年龄差异及社区资源的调节作用[J]. 学海,2018(4):65-72
- [21] 李丹,白鸽. 收入差异下的老年心理健康不平等及影响机制[J]. 北京社会科学,2022(7):108-117
- [22] 唐丹,乔欣,邓雨萌. 鰥与寡对老年人抑郁水平的影响:社会网络的调节作用[J]. 心理发展与教育,2021,37(6):889-896
- [23] 李青原. 家庭照料对城乡失能老人和照料者健康的影响[J]. 北京社会科学,2021(12):110-121
- [24] 刘西国,赵莹. 家人照料会让失能老人更幸福吗?——基于“中国健康与养老追踪调查”的实证研究[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版),2020,21(2):49-56
- [25] 晏月平,李雅琳. 社会资本视域下失能老人照护情况及生活满意度研究——基于“中国健康与养老追踪调查”的实证分析[J]. 残疾人研究,2022(1):77-88
- [26] 陈显友. 失能老人长期照护服务的社会支持对主观幸福感的影响——基于应对方式的调节作用[J]. 社会科学家,2021(12):17-23
- [27] 尹奎,赵景,周静,等. “大五”人格剖面:以个体为中心的研究路径[J]. 心理科学进展,2021,29(10):1866-1877
- [28] 谢宇,胡婧炜,张春泥. 中国家庭追踪调查:理念与实践[J]. 社会,2014,34(2):1-32
- [29] LAWTON M P, BRODY E M. Assessment of older people: self-maintaining and instrumental activities of daily living[J]. *Gerontologist*, 1969,9(3):179-186
- [30] PALCZY-SKA M. Wage premia for skills: The complementarity of cognitive and non-cognitive skills[J]. *International Journal of Manpower*, 2021,42(4):556-580
- [31] 王春超,张承莎. 非认知能力与工资性收入[J]. 世界经济,2019,42(3):143-167
- [32] HU T, ZHAO X Y, WU M, et al. Prevalence of depression in older adults: a systematic review and meta-analysis[J]. *Psychiatry Res*, 2022,311:114511
- [33] 梁明明,李晔,鲁铤. 患者信任医生与焦虑、健康相关生命质量的关系[J]. 中国健康心理学杂志,2012,20(11):1645-1647
- [34] 江求川,张克中. 宗教信仰影响老年人健康吗?[J]. 世界经济文汇,2013(5):85-106
- [35] DEHEJIA R, DELEIRE T, LUTTMER E F P. Insuring consumption and happiness through religious organiza-

- tions[J]. *J Public Econ*, 2007, 91(1/2):259-279
- [36] 刘昊,李强,薛兴利. 中国农村失能老年人抑郁状况影响因素[J]. *中华疾病控制杂志*, 2019, 23(8):966-970
- [37] 叶海春,闫雅洁,王全. 中老年女性抑郁现状及其影响因素研究[J]. *中国全科医学*, 2021, 24(36):4574-4579
- [38] WHITEMAN K, RUGGIANO N, THOMLISON B. Transforming mental health services to address gender disparities in depression risk factors [J]. *J Women Aging*, 2016, 28(6):521-529
- [39] 闫志民,李丹,赵宇晗,等. 日益孤独的中国老年人:一项横断历史研究[J]. *心理科学进展*, 2014, 22(7):1084-1091
- [40] 郭河均,张弛. 我国老年人肥胖和抑郁关系研究[J]. *四川大学学报(医学版)*, 2019, 50(5):725-730
- [41] 李月娥,卢珊. 辽宁省城市老年人主观幸福感影响因素研究——基于结构方程模型的分析[J]. *西南交通大学学报(社会科学版)*, 2018, 19(1):89-96
- [42] DUNLOP D, MANHEIM L, SONG J, et al. Incidence of disability among preretirement adults: the impact of depression [J]. *American Journal of Public Health*, 2005, 95(11):2003-2008
- [43] 任国强,王于丹,周云波. 科学研究中因果推断的方法、应用与展望——以个体健康研究为例[J]. *人口与经济*, 2022(2):1-25
- [44] 朱平芳,张征宇. 无条件分位数回归:文献综述与应用实例[J]. *统计研究*, 2012, 29(3):88-96
- [45] (美)卡梅伦,特里维迪. 用Stata学微观计量经济学[M]. 肖光恩,杨洋,王保双,译. 重庆:重庆大学出版社, 2015:172-173
- [46] 连玉君,廖俊平. 如何检验分组回归后的组间系数差异? [J]. *郑州航空工业管理学院学报*, 2017, 35(6):97-109
- [47] 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, 22(5):731-745
- [48] 方杰,温忠麟,张敏强,等. 基于结构方程模型的多重中介效应分析[J]. *心理科学*, 2014, 37(3):735-741
- [49] 程令国,张晔,沈可. 教育如何影响了人们的健康?——来自中国老年人的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2015, 14(1):305-330
- [50] 李彧,位东涛,邱江. 抑郁症的人格类型及其脑功能连接基础[J]. *心理学报*, 2023, 55(5):740-757
- [51] 于长永. 传统保障、医疗保险与农村老年人疾病风险担心度[J]. *中国人口科学*, 2018(4):93-104, 128
- [52] KOONG H S, LIM M, SEO K. Dual mediating effect of electronic device utilization and life satisfaction on the relationship between instrumental activities of daily living and depression in older adults [J]. *Int J Environ Res Public Health*, 2022, 19(17):10617

(本文编辑:姜鑫)

Study on the impact mechanism and moderating effects of instrumental activities of daily living on depression in the elderly population

YU Tong

School of Humanity and Management, Wannan Medical College, Wuhu 241001, China

Abstract: The aging of the population has become gradually deepened in China. The aged care services system should focus on the disabled elders. However, past studies have not yet explored in-depth about depression among the elderly caused by disability. The study aims to estimate the impact of disability on depression among elderly population by the Instrumental Activity of Daily Living based on CFPS2018 survey data and analyze its heterogeneity effect. Secondly, the study employs the mediation between personality traits and cognitive ability. Thirdly, the study analyzes the moderating effect of social support and social participation. The robustness test indicated a significant negative correlation between IADL and depression among the elderly. In addition, three personality traits and mathematical reasoning ability show significant mediating effects. The regional and demographic factors show significant heterogeneity between East and West, gender, education level and age. Therefore, this study suggests improving the assessment and monitoring system for disability and cognition among elderly population, setting up the early warning mechanism of mental health for focus groups of particular personality traits and cognition, and improving the construction of mental health medical services in the primary public health system. This study also recommends that the government utilizes long-term care insurance, which plays a vital role in the mental health of disabled elders at the institutional level, while also promotes Smart Senior Care services to enhance the social participation of the elderly.

Key words: IADL; elder; depression; CFPS; disability