

锻炼频率对 60-74 岁低龄老年人抑郁程度的影响：自评健康状况的调节效应

葛蒲¹ 夏天乐² 杨赛儿³ 张金子⁴ 白倩⁵

(1.北京中医药大学中医学院, 北京 100029, 2.滨州医学院, 山东 烟台 264003, 3.陆军军医大学, 重庆 400038, 4.哈尔滨医科大学, 黑龙江 哈尔滨 150081, 5.天津中医药大学, 天津 400038)

摘要: 背景: 中国低龄老年人(60-74岁)面临退休适应、慢病初发等心理健康挑战,尤其在突发公共卫生事件等应激事件中抑郁风险显著升高,同时,低龄老年人抑郁的保护因素如锻炼频率、自评健康等的作用机制尚未明晰。目的: 分析中国60-74岁低龄老年人抑郁现状,验证锻炼频率与自评健康对抑郁的独立效应及自评健康状况的调节作用。方法: 基于中国家庭追踪调查(CFPS)2022年全国数据,筛选出60-74岁样本,采用流调中心抑郁量表简表(CES-D8量表)评估抑郁程度,通过分层回归及Hayes的SPSS PROCESS程序检验自评健康状况在锻炼频率与低龄老年人抑郁程度关系之间的调节效应(校正年龄、慢病等变量)。结果: ①3666名受访者抑郁状态检出率38.19%;②锻炼频率($\beta=-0.151, P<0.001$)与自评健康($\beta=-0.892, P<0.001$)均独立降低抑郁程度;③自评健康发挥显著负向调节作用(交互项 $\beta=0.044, P=0.024$),体育锻炼仅对自评健康 ≤ 4 分的群体有效,且效应随自评健康水平升高而减弱。结论: 体育锻炼的抗抑郁效果受自评健康水平调节,未来对低龄老年人抑郁干预需根据自评健康状况分层施策:对低自评健康者优先提升锻炼频率至每周3-4次,对高自评健康者在提升其锻炼频率的同时采取强化其社交支持网络等补充措施。

关键词: 锻炼频率; 自评健康状况; 低龄老年人; 抑郁; 调节效应

基金项目: 国家自然科学基金; 中国博士后科学基金

DOI: doi.org/10.70693/cjmsr.v1i3.1467

1 前言

随着中国老龄化进程加速,中国低龄老年人(60-74岁)因退休适应、社会角色转变及慢性病初发等因素,面临独特的心理健康挑战[1]。研究显示,该群体在重大突发公共卫生事件中抑郁风险显著升高,且健康焦虑等因素可进一步加剧其抑郁风险,然而目前针对该类群体全国代表性样本的抑郁现状及保护性因素研究仍显不足[2-3]。

当前文献多聚焦单一因素(如体育锻炼或自评健康)对老年人抑郁的独立作用,忽视了两者的交互机制[4]。体育锻炼虽被证实可改善情绪[5],但其效果可能受自评健康状况调节——自评健康较差者可能因生理储备不足而更依赖运动干预。为此,本研究利用中国家庭追踪调查(CFPS)2022年全国数据,旨在:(1)分析低龄老年人抑郁现状;(2)验证锻炼频率与自评健康对抑郁的独立效应;(3)探索自评健康在锻炼-抑郁关系中的调节作用,为后续构建差异化干预措施提供依据。

2 方法

2.1 资料来源

作者简介: 葛蒲(1997—),男,博士研究生在读,研究方向为健康管理;

夏天乐(2005—),女,本科在读,研究方向为临床医学;

杨赛儿(2004—),女,硕士研究生在读,研究方向为护理学;

张金子(1999—),女,硕士,研究方向为人文医学;

白倩(1994—),女,哲学博士,研究方向为卫生经济评估、老年人健康管理、医疗保障。

通讯作者: 白倩, E-mail: baiqian@tjutcm.edu.cn

本研究分析数据源自北京大学中国社会科学调查中心执行、受北京大学和国家自然科学基金项目资助的中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) [6]。CFPS 项目研究方案经北京大学生物医学伦理委员会批准 (批准号 IRB00001052-14010)。CFPS 采用覆盖全国 25 个省 (市、自治区) 的多阶段分层抽样设计, 通过加权后可代表全国人口 (覆盖全国 94.5% 人口)。调查采取面对面访谈等方式, 历年有效应答率均较高。本研究设定纳入标准为: (1) 年龄为 60-74 周岁; (2) 问卷为本人填写且填写完整。排除存在逻辑矛盾和缺失值的问卷数据。经上述标准筛选后, 本研究最终纳入有效样本 3666 人。

2.2 变量构建

被解释变量为受访者流调中心抑郁量表简表 (Center for Epidemiologic Studies Depression Scale, CES-D8) 得分, 根据 CFPS 问卷的“在过去一周内各种感受或行为的发生频率”设置, 包括感到情绪低落、做任何事都很费劲、睡眠不好、愉快、孤独、生活快乐、悲伤难过、生活无法继续等 8 个问题, 回答“几乎没有 (不到 1 天)”“有些时候 (1~2 天)”“经常有 (3~4 天)”“大多数时候有 (5~7 天)”分别赋值 0-3 (愉快、生活快乐两道题目反方向赋值), 加总 8 个问题得到取值范围为 0~24 分的抑郁评分 (CES-D8), 分值越大表明抑郁程度越严重, 即抑郁风险越大。参照既往在中国人群中进行的调查, 将 CES-D8 分数 ≥ 7 分定义为伴有抑郁状态 [7]。本研究中, CES-D8 的 Cronbach's alpha 系数为 0.771, 分半信度为 0.742, 信度良好。

自变量为受访者锻炼频率, 锻炼频率依据“过去 12 个月您有多经常参加体育健身休闲活动?”条目分类, 该题共 8 个选项, 分别为“从不参加”“平均每月不足 1 次”“平均每月 1 次以上, 但每周不足 1 次”“平均每周 1-2 次”“平均每周 3-4 次”“平均每周 5 次及以上”“每天 1 次”“每天 2 次及以上”, 8 个选项分别赋值为 0-7 分进行后续分析。

调节变量为受访者自评健康状况, 自评健康状况采用 2022 年 CFPS 问卷中“您认为自己的健康状况如何?”一题进行测量, 该题共 5 个选项, 分别为“不健康”“一般”“比较健康”“很健康”“非常健康”, 5 个选项分别赋值为 0-4 分进行后续分析。

控制变量包括年龄 (连续型变量)、性别 (男性/女性)、常住地 (城镇/乡村)、学历 (小学及以下/初中及以上)、是否患慢病 (否/是)。

2.3 统计分析

使用 SPSS 26.0 进行描述性分析、单因素及多因素线性回归分析, 使用 Hayes 编制的 SPSS 宏程序 PROCESS4.1 进行调节效应检验 [8], 使用 Excel 软件绘制 Johnson-Neyman 图, $P < 0.05$ 表示差异有统计学意义。

3 结果

3.1 受访者的一般情况及抑郁状况

3666 名受访者平均年龄为 66.40 ± 4.015 岁, 男性 1915 人 (52.24%), 女性 1751 人 (47.76%), 常住地为城镇者 1793 人 (48.91%), 常住地为乡村者 1873 人 (51.09%), 锻炼频率评分均值为 2.21 ± 2.833 , 自评健康状况评分均值为 1.70 ± 1.260 , CES-D8 得分均值为 5.80 ± 4.483 , 处于抑郁状态 (CES-D8 评分 ≥ 7 分) 者 1400 人 (38.19%), 其余一般情况见表 1。

表 1 受访者分类变量描述性统计

变量	人数	占比 (%)	变量	人数	占比 (%)
性别			是否患慢病		
男性	1915	52.24	否	2541	69.31
女性	1751	47.76	是	1125	30.69
常住地			是否处于抑郁状态		
城镇	1793	48.91	否	2266	61.81
乡村	1873	51.09	是	1400	38.19
学历					
小学及以下	1863	50.82			
初中及以上	1803	49.18			

表 2 受访者连续型描述性统计

	最小值	最大值	平均值	标准差
年龄	60	74	66.40	4.105
锻炼频率	0	7	2.21	2.833
自评健康状况	0	4	1.70	1.260
CES-D8 得分	0	24	5.80	4.483

3.2 受访者抑郁程度与锻炼频率和自评健康状况的单因素线性回归分析结果

单因素线性回归结果显示, 受访者自评健康状况 ($\beta = -1.101$, $P < 0.001$) 与锻炼频率 ($\beta = -0.245$, $P < 0.001$) 均与其抑郁程度存在负向关联, 详见表 3。

表 3 受访者 CES-D8 得分与锻炼频率和自评健康状况的单因素线性回归分析

变量	β	S.E	t	P	95%CI
自评健康状况	-1.101	0.056	-19.703	<0.001	[-1.211, -0.992]
锻炼频率	-0.245	0.026	-9.487	<0.001	[-0.296, -0.194]

3.3 受访者抑郁程度得分与锻炼频率和自评健康状况的多重线性回归模型与自评健康状况的调节作用分析

多重线性回归模型一(以自评健康状况与锻炼频率为自变量)显示, 自评健康状况较好 ($\beta = -0.892$, $P < 0.001$) 与锻炼频率得分较高 ($\beta = -0.151$, $P < 0.001$) 均是受访者抑郁程度的显著负向预测因素。模型二(以自评健康状况、锻炼频率及二者相乘交互项为自变量)显示, 自评健康状况在受访者锻炼频率与抑郁程度关系之间的调节作用显著 ($\beta = 0.044$, $P = 0.024$)。

简单斜率检验以自评健康状况的均数及其上下一个标准差为界限, 将被试者分成高自评健康状况组(均值+标准差)、中等自评健康状况组(均值)和低自评健康状况组(均值-标准差), 分别进行回归分析并绘制调节效应图(表 5 及图 1)。结果显示, 在高自评健康状况水平($\beta = -0.099$, $P = 0.004$)、中等自评健康状况水平($\beta = -0.154$, $P < 0.001$)和低自评健康状况水平($\beta = -0.210$, $P < 0.001$)下, 锻炼频率对抑郁程度的作用效果存在差异。即自评健康状况在锻炼频率和抑郁程度的关系间起到负向的调节作用, 且自评健康状况越高, 锻炼频率对抑郁程度的影响越小。Johnson-Neyman 区间分析显示, 锻炼频率仅在自评健康状况低于 4 分时, 显著降低受访者的抑郁程度, 见图 2。

表 4 受访者 CES-D 8 得分的多重线性回归模型: 锻炼频率、自评健康状况及其交互作用
(校正控制变量)(模型 1: 主效应; 模型 2: 主效应 + 交互项)

模型一						模型二					
变量	β	S.E	t	P	95%CI	变量	β	S.E	t	P	95%CI
自评健康状况	-0.892	0.058	-15.364	<0.001	[-1.006, -0.778]	自评健康状况	-0.879	0.058	-15.084	<0.001	[-0.994, -0.765]
锻炼频率	-0.151	0.025	-6.013	<0.001	[-0.201, -0.102]	锻炼频率	-0.154	0.025	-6.126	<0.001	[-0.204, -0.105]
						自评健康状况×锻炼频率	0.044	0.020	2.251	0.024	[0.006, 0.082]

注: 模型一与模型二均将年龄、性别、常住地、学历、是否患慢病作为控制变量

表 5 简单斜率分析结果

调节变量(自评健康状况)水平	β	S.E	t	P	95% CI
平均值	-0.154	0.025	-6.126	<0.001	[-0.204, -0.105]
高水平(+1SD)	-0.099	0.034	-2.882	0.004	[-0.166, -0.032]
低水平(-1SD)	-0.210	0.036	-5.804	<0.001	[-0.281, -0.139]

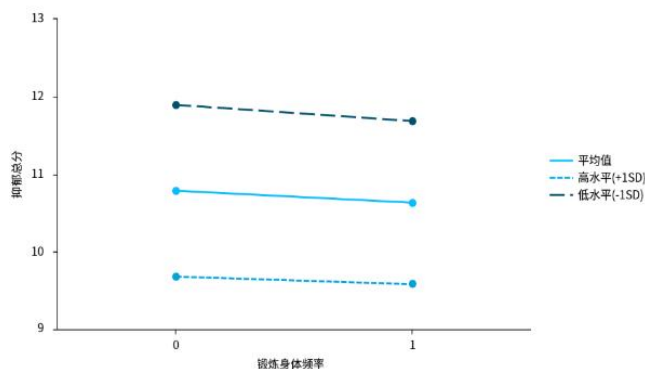


图1 简单斜率分析结果

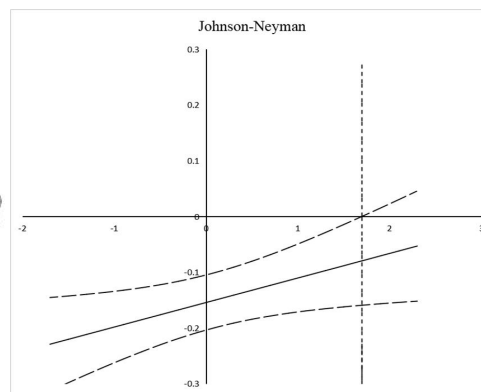


图2 Johnson-Neyman 图

(注：图像横轴为经过标准化处理的自评健康状况得分)

4 讨论

4.1 受访者抑郁现状分析

本研究发现, 3666 名 60-74 岁低龄老年人 CES-D8 量表平均得分为 5.80 ± 4.483 分, 其中 38.19% (1400 人) 处于抑郁状态 ($CES-D8 \geq 7$ 分), 显著高于赵冬冬等学者报告的农村老年人抑郁占比 (20.04%-22.97%) 及张滢等学者报告的老年人抑郁占比 (29.95%) [9]。本研究抑郁占比较高的原因可能在于样本结构的城乡均衡性 (城镇 48.91%+乡村 51.09%) 叠加全国突发公共卫生事件 (2022 年调查) 的双重影响: 调查期间乡村人群的抑郁风险基础 (如医疗资源匮乏) 与城镇人群的社交隔离、健康焦虑共同推高了整体抑郁水平[11]。

4.2 锻炼频率及自评健康状况对受访者抑郁程度的影响

单因素线性回归分析显示, 锻炼频率与 CES-D8 得分呈显著负向关联。多重线性回归模型进一步证实, 在控制年龄、性别等变量后, 锻炼的保护效应仍显著。这一结果与英国大型队列研究结论一致: Pinto Pereira 等人于 2014 年对 1 万中年人的追踪表明, 每周锻炼 3 次及以上可降低 19% 的抑郁风险[12]。其机制可能涉及锻炼对下丘脑-垂体-肾上腺轴的调节作用, 通过降低皮质醇和炎症因子 (如 IL-6) 水平改善情绪[13]。值得注意的是, 本组锻炼频率均值仅 2.21 分 (相当于“每月 1 次以上但不足每周 1 次”), 远低于 WHO 推荐标准[14], 提示中国低龄老年群体运动干预空间巨大。

自评健康状况与 CES-D8 得分也存在显著负向关联。校正混杂因素后, 其效应量仍显著。这印证了自评健康作为“身心状态整合指标”的预测价值。机制上, 自评健康较差者常伴随慢性疼痛、功能受限及社会参与度下降, 形成“生理-心理-社会”的恶性循环, 从而导致其心理健康状况不佳[15,16]。

4.3 自评健康状况在锻炼频率与受访者抑郁程度关系之间的调节作用

本研究通过多重线性回归分析发现, 自评健康状况对锻炼频率与抑郁程度 (CES-D8 得分) 的关系存在显著的负向调节作用。这一结果意味着: 随着自评健康水平提升, 体育锻炼的抗抑郁效应逐渐减弱。如图 1 所示, 简单斜率检验量化了该调节效应的梯度变化。Johnson-Neyman 分析进一步界定调节边界: 体育锻炼仅对自评健康评分 < 4 分的群体 (占样本 88.8%) 有显著抑郁改善作用, 而对自评健康“非常健康”者 (评分=4 分) 无统计学意义。本研究交互效应符合压力缓冲模型的生理延伸机制, 自评健康较差者存在更高的生理脆弱性 (如下丘脑-垂体-肾上腺轴功能紊乱、慢性炎症水平升高), 体育锻炼能更有效地调节其神经内分泌通路 (如降低皮质醇、IL-6), 从而快速缓解抑郁症状; 而自评健康良好者因生理储备充足, 锻炼的边际效益降低[17,18]。

4.4 研究优势与局限性

研究优势方面, 本研究依托中国家庭追踪调查 (CFPS) 2022 年全国数据, 样本代表性强; 数据可靠性高。方法学上, 使用标准化 CES-D8 量表及分层赋值系统 (锻炼频率 0-7 分、自评健康 0-4 分),

保障变量测量效度；通过 Hayes 的 PROCESS 程序检验调节效应，结合简单斜率与 Johnson-Neyman 技术，精准量化自评健康对锻炼-抑郁关系的负向调节边界，为低龄老年人的抑郁干预提供了靶向依据。

研究局限性方面，首先，横断面设计无法确立锻炼、自评健康与抑郁的因果方向（例如抑郁症状可能反向降低锻炼意愿），需通过前瞻性队列验证。其次，测量工具可能存在一定的主观偏差：锻炼频率依赖自陈报告（因缺乏加速度计等客观监测手段），而自评健康作为单条目标标未整合慢性病临床严重度。更关键的是，模型未控制疫情期间特殊应激源（尤其是 2022 年社交隔离引发的健康焦虑）及社会支持因素（如家庭探望频率），导致效应估计可能在一定程度上受到混杂因素干扰。最后，样本仅涵盖 60-74 岁低龄老人，使得结论向 75 岁及以上高龄人群（伴随更高失能率）的外推需谨慎。

4.5 建议与研究启示

基于自评健康对锻炼-抑郁关系的显著负向调节作用，建议针对低自评健康群体优先推行社区运动干预计划，通过增设免费健身设施与团体课程（如太极、健步走）将其锻炼频率提升至每周 3-4 次，从而使抑郁改善效果最大化；同时需整合慢性病管理服务，联合社区卫生中心提供个性化运动处方，以缓解慢病疼痛与功能限制对心理健康的连锁冲击。对于中高自评健康群体，可强化社交支持网络建设，通过老年学堂等非运动干预弥补锻炼的边际效益衰减，并建立突发公共卫生事件的应急响应机制，例如开发线上运动课程维持社交连接，规避突发公共卫生事件期间相关措施引发的健康焦虑恶化风险。

未来研究需通过前瞻性队列设计追踪锻炼频率与抑郁的因果时序，结合加速度计等客观监测工具克服横断面数据的主观偏差，并引入炎症指标（如 C 反应蛋白）量化锻炼的生理调节通路；在此基础上，应拓展高龄老人（≥75 岁）的适配干预模式，重点解决该人群失能率高、移动能力受限等特殊需求，同时深入探索城乡差异的根源机制，利用“数字素养”资源开发农村地区远程运动干预工具（如微信小程序打卡系统），以实现“自评健康-锻炼行为”动态模型的精准验证与应用。

5 结论

本研究基于全国代表性样本揭示：中国 60-74 岁低龄老年人抑郁状态占比近四成（38.19%）。锻炼频率与自评健康状况均对抑郁程度（CES-D8 得分）有负向影响，自评健康发挥显著负向调节效应，锻炼仅对自评健康<4 分群体有效（占 88.8%），且效应随自评健康水平升高而减弱。这提示未来相关干预措施需分层施策：对低自评健康者优先提升锻炼频率至每周 3-4 次，对高自评健康者强化社交支持；同时需结合数字素养资源开发城乡适配模式。

参考文献：

- [1] 吴捷,程诚. 城市低龄老年人的需要满足状况、社会支持和心理健康的关系研究[J]. 心理科学,2011,34(5):1130-1136.
- [2] 付双乐. 不同年龄段老年人心理健康自评及其影响因素探析[J]. 社会工作与管理,2016,16(3):20-26.
- [3] 王欣欣,张呈蕊,栾伟. 上海市社区老年人社会隔离及其影响因素研究[J]. 中国预防医学杂志,2023,24(11):1159-1165.
- [4] 李星辉,杨婷婷,刘晓飞,等. 上海市闵行区社区老年人抑郁与体力活动的关系探究[J]. 中国社会医学杂志,2022,39(6):654-658.
- [5] 吴伊静. 流畅体验在体育锻炼与老年抑郁间的多重中介效应[J]. 中国老年学杂志,2024,44(12):3051-3054.
- [6] 王小华,吴双虹. 化“数字”为“数治”:数字素养与村民社会治理参与[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版),2025,26(1):62-71.
- [7] 孔玉皓,马宁,李晓谕,等. 抑郁状态及其变化与生育意愿的关联性——基于中国家庭追踪调查的育龄人群的研究[J]. 中国公共卫生,2025,41(1):61-67.
- [8] HAYES A F. Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: a regression-based approach[M]. New York: The Guilford Press, 2013.
- [9] 赵冬冬.安徽省某农村地区老年抑郁及其影响因素的重复横断面研究[D].安徽医科大学,2018.
- [10] 张滢,姜欣彤,王萍玉.中国老年人群抑郁症状的健康生态学模型分析[J].中国慢性病预防与控

制,2025,33(01):8-14.DOI:10.16386/j.cjpcd.issn.1004-6194.20240722.0545.

[11] 张金龙,孙蓉,杨娟.新型冠状病毒肺炎疫情流行期间老年患者的焦虑抑郁状态及其影响因素[J].中华老年多器官疾病杂志,2020,19(04):246-250.

[12] Pereira S M P, Geoffroy M C, Power C. Depressive symptoms and physical activity during 3 decades in adult life: bidirectional associations in a prospective cohort study[J]. JAMA psychiatry, 2014, 71(12): 1373-1380.

[13] 秦志超.体育运动干预对抑郁情绪的缓解机制及实证研究进展[C]//中国班迪协会(CBF),澳门体能协会(MSCA),广东省体能协会(GSCA).2025年全国第十五届中国体能训练科学大会论文集(下).吉林体育学院,2025:381-385.DOI:10.26914/c.cnkihy.2025.005581.

[14] F-C Bull, Al-Ansari S-S, Biddle S, et al. World Health Organization 2020 guidelines on physical activity and sedentary behaviour[J]. Br J Sports Med, 2020, 54(24): 1451-1462.

[15] 赵红瑞,向雪琳,王中杰,等.老年人社交活动对生命质量的影响:抑郁和生活满意度的链式中介效应[J].现代预防医学,2025,52(10):1860-1866.DOI:10.20043/j.cnki.MPM.202412498.

[16] 孔令娜,周颖清.居家老年慢性病患者抑郁情绪与社会支持、应对方式及生命质量的相关性[J].中国老年学杂志,2012,32(20):4548-4549.

[17] 胡冰倩,王竹影.体育锻炼与心理健康的研究综述[J].中国学校体育(高等教育),2017,4(06):87-92.

[18] 吴伟,李光华,杨俏玲,等.运动锻炼对老年人心理状态及生理功能的影响[J].宁夏医科大学学报,2013,35(02):175-176+180.DOI:10.16050/j.cnki.issn1674-6309.2013.02.013.

The Influence of Physical Exercise Frequency on the Degree of Depression

Among Low-Aged Elderly People Aged 60-74: the Moderating Effect of

Self-Rated Health Status

Ge pu¹, Xia tianle², Yang saier³, Zhang jinzi⁴, Bai qian⁵

(¹ College of Traditional Chinese Medicine, Beijing University of Chinese Medicine, Beijing, China; ² Binzhou Medical College, Yantai, China; ³ Army Medical University, Chongqing, China; ⁴ Graduate School, Harbin Medical University, Harbin, China; ⁵ Tianjin University of Traditional Chinese Medicine, Tianjin, China)

Abstract: BACKGROUND: Chinese younger adults (60-74 years old) face mental health challenges such as retirement adaptation and the first onset of chronic diseases, and the risk of depression is significantly elevated especially during stressful events such as epidemics, but the mechanisms of protective factors such as frequency of physical activity and self-assessed health have not yet been clarified. OBJECTIVE: To analyse the current status of depression among Chinese older adults aged 60-74 years, and to verify the independent effects and interaction mechanisms of physical activity frequency and self-rated health on depression. METHODS: Based on national data from the China Family Tracking Survey (CFPS) 2022, depression was assessed using the CES-D8 scale, and the moderating effects were tested by stratified regression and Hayes's SPSS PROCESS procedure (correcting for variables such as age and chronic diseases). Results: (i) the detection rate of depressive status was 38.19% in 3666 respondents; (ii) the frequency of physical activity ($\beta=-0.151$, $P<0.001$) and self-assessed health ($\beta=-0.892$, $P<0.001$) both independently reduced the level of depression; (iii) self-assessed health exerted a significant negative moderating effect (interaction term $\beta=0.044$, $P=0.024$), and physical activity was only effective for the group with a self-rated health score of <4 , and the effect weakened with increasing levels of self-rated health. Conclusion: The antidepressant effect of physical activity is moderated by the level of self-rated health, and future interventions need to be stratified: increasing the frequency of physical activity to 3-4 times per week is preferred for those with low self-rated health, and strengthening the social support network for those with high self-rated health.

Keywords: Exercise frequency; Self-rated health status; Younger elderly people; Depression; Moderation effect