

抑郁状态动态轨迹对中国人群日常生活活动的影响 ——一项基于 CHARLS 数据的 10 年队列研究

卓弘鑫¹, 张新涛²

1. 山东中医药大学康复医学院, 山东 济南 250355; 2. 北京大学深圳医院, 广东 深圳 518000

摘要:目的 探讨中老年人抑郁状态动态变化对日常生活活动受限(activity of daily living, ADL)的影响。方法 基于中国健康与养老追踪调查 2011—2020 年数据, 纳入 8 617 名 45 岁及以上中老年人。采用马尔可夫链模型分析抑郁状态转移特征, 通过潜在类别分析识别抑郁变化模式, 并利用多因素 logistic 回归评估不同抑郁轨迹对 ADL 受限的影响。结果 抑郁状态转移概率显示, 无抑郁(0.76)与重度抑郁(0.37)稳定性最高, 无抑郁向中 / 重度抑郁的转移概率分别为 0.32 和 0.2。潜在类别分析识别出三类抑郁轨迹: 低度平稳型(ADL 受限 1 007 例)、缓升平稳型(1 526 例)和波动显著型(665 例)。多因素 logistic 回归显示, 与低度平稳型相比, 波动显著型 ADL 受限风险显著升高($OR=7.75, 95\%CI: 6.54 \sim 9.17, P<0.05$), 缓升平稳型次之($OR=2.86, 95\%CI: 2.58 \sim 3.18, P<0.05$)。结论 抑郁状态动态变化显著影响 ADL 受限功能, 波动显著型群体风险最高。临床需加强抑郁轨迹监测, 针对波动人群设计强化干预以改善功能预后。

关键词: 抑郁症; 日常生活活动; 活动受限

中图分类号: R749.4 文献标志码: A 文章编号: 1003-8507(2025)15-2719-06

DOI: 10.20043/j.cnki.MPM.202502365

Impact of dynamic depression trajectories on activities of daily living in the Chinese population: a 10-year cohort study based on CHARLS data

ZHUO Hong-xin*, ZHANG Xin-tao

*School of Rehabilitation Medicine, Shandong University of Traditional Chinese Medicine, Jinan, Shandong 250355, China

Abstract: **Objective** To explore the impact of dynamic changes in depressive states on activity of daily living (ADL) limitations among middle-aged and older adults. **Methods** Based on data from the China Health and Retirement Longitudinal Study from 2011 to 2020, 8 617 individuals aged 45 and above were included. The transition characteristics of depressive states were analyzed using a Markov chain model. Latent class analysis was used to identify patterns of depressive changes, and the impact of different depressive trajectories on ADL limitations was assessed using multivariate logistic regression. **Results** The transition probabilities of depressive states showed that the stability of no depression (0.76) and severe depression (0.37) was the highest. However, the transition probabilities from no depression to moderate and severe depression were 0.32 and 0.2, respectively. Latent class analysis identified three types of depressive trajectories: low-stable (1 007 cases with ADL limitations), gradually increasing (1 526 cases), and highly fluctuating (665 cases). Multivariate logistic regression showed that compared with the low-stable group, the risk of ADL limitations was significantly higher in the highly fluctuating group ($OR=7.75, 95\%CI: 6.54 \sim 9.17, P<0.05$), followed by the gradually increasing group ($OR=2.86; 95\%CI: 2.58 \sim 3.18, P<0.05$). **Conclusion** Dynamic changes in depressive states significantly affect ADL limitations. The group with highly fluctuating depressive trajectories has the highest risk. Clinically, it is necessary to strengthen the monitoring of depressive trajectories and design enhanced interventions for individuals with fluctuating depression to improve functional outcomes.

Keywords: Depression; Activity of daily living; Activity limitation

抑郁症是一种在全球范围内广泛存在的心理疾病,其危害之大,已被世界卫生组织(WHO)列为造成

全球残疾的最大单一因素^[1]。抑郁症患者通常会经历持续的情绪低落,对以往感兴趣的事物或活动兴趣减退,同时伴有睡眠障碍等多种症状。这些症状在严重时极大地影响患者的日常生活活动(activity of daily living, ADL),包括工作、学习、社交以及自我照顾等基本功能^[2-3]。数据显示,1990—2017年,全球抑郁症

基金项目: 深圳市科技计划项目(KCXFZ20230731094100001)

作者简介: 卓弘鑫(2002—),男,硕士在读,研究方向: 康复医学与理疗学

通信作者: 张新涛, E-mail: zhangxintao@sina.com

的发病人数从 1.72 亿增加到 2.58 亿, 增长幅度达到了 49.86%^[4], 预计到 2030 年, 与之相关的全球经济成本将翻倍, 给世界卫生体系带来沉重的医疗与经济压力^[5]。

抑郁症的发病具有明显的生命周期特征, 其风险因素在不同年龄阶段呈现动态变化。研究表明, 早期生命经历对抑郁易感性具有持久影响, 特别是童年期遭遇的不良经历 (如持续性欺凌、家庭功能失调或情感忽视) 可显著提高抑郁风险^[6]; 在青少年阶段, 由于生物、心理、社会层面的剧烈变化, 个体抑郁发病率呈现爆发式增长, 抑郁症发病率约为儿童的 4 倍^[6]。值得注意的是, 女性在围绝经期至绝经后阶段面临独特的抑郁易感窗口, 这一时期的抑郁风险主要源于激素的波动与社会角色的转变^[7]。此外, 抑郁症不仅对患者的心理健康造成损害, 还与多种身体疾病存在关联。研究表明, 抑郁症与糖尿病^[8]、心血管疾病^[9]以及认知功能异常^[10]等慢性疾病的发生和发展密切相关, 进一步加重了患者的健康负担。作为一种具有复发倾向的慢性精神疾病, 抑郁症的病程多呈波动性进展, 患者在缓解期可能保持相对正常的功能状态, 但随着病程的演进, 抑郁症状的反复发作往往导致患者社会功能的渐进性损害^[11]。然而, 目前关于抑郁状态的动态变化对 ADL 的具体影响的相关研究仍较为匮乏, 需要进一步深入探讨。

因此, 本研究利用中国健康与养老追踪调查 (China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS) 2011、2013、2015、2018 和 2020 年的数据, 对 10 年间抑郁状态变化对 ADL 的影响进行了系统研究。通过长期的追踪调查, 本研究旨在填补现有研究的不足, 为深入了解抑郁症的病程特征及其对患者日常生活的影响提供实证依。

1 对象与方法

1.1 研究对象 该研究利用了 CHARLS 的数据, CHARLS 是一项全面的、全国性的纵向追踪研究计划, 旨在评估中国成年人的健康和营养状况^[12]。CHARLS 针对 45 岁及以上的中老年人建立一个高质量、可公开访问的微型数据库。该数据库包括广泛的社会经济因素以及个人的详细健康信息。CHARLS 项目于 2011—2012 年启动, 其全国基线调查涵盖了中国 150 个县区的 450 个村庄和居民区的不同样本。欲了解更多详细信息, 请访问 CHARLS 官方网站 <https://charls.pku.edu.cn/>。

本研究根据 2011—2020 年数据。最初, 共 17 705 人参与了相关研究, 经过筛选剔除无关参与者, 最终 8 617 名参与者被纳入本研究中。排除标准: (1) 相关

数据缺失; (2) 无法判断是否存在 ADL 受限; (3) 没有完整参与五次抑郁问卷调查。经过与原始人群的对比分析, 筛选后的人群在年龄和性别分布上表现出良好的一致性 (标准化差异 < 0.1)。在地理分布方面, 筛选人群覆盖了原始人群所在的 28 个省份中的 27 个 (仅新疆维吾尔自治区未纳入)。图 1 显示了详细的选择过程。在参与之前, 每位参与者都获得了书面知情同意, CHARLS 研究的方案得到了北京大学伦理审查委员会的批准。

1.2 研究指标

1.2.1 暴露因素 CHARLS 项目利用流调中心抑郁量表 (CES-D-10) 评估研究对象的抑郁状况^[13], 共 10 个条目, 总分范围为 0 ~ 30 分。在本研究中, 依据四分类法将抑郁状态划分为四个等级: 无抑郁 (≤ 9 分)、轻度抑郁 (10 ~ 14 分)、中度抑郁 (15 ~ 19 分) 和重度抑郁 (≥ 20 分)。参考先前研究对缺失值的处理^[14-15], 对于缺失的条目数据, 本研究采用多重插补法进行处理。

1.2.2 结局因素 本研究的结局因素为 ADL 是否受限。根据 2020 年 CHARLS 相关问卷项目, 本研究中所收集的 ADL 数据分为两类: (1) 基本 ADL: 进食、穿衣、上下床、洗澡、如厕和二便控制; (2) 工具性 ADL: 做家务、做饭、购物、吃药和管钱。每项活动能力按照受限程度分为四个等级 (1= 不受限, 2= 轻度受限, 3= 中度受限, 4= 重度受限)。计算各项 ADL 得分, 当基本 ADL 和工具性 ADL 的合计总分大于二者的项目合计总数时, 即判定为 ADL 受限^[16]。结局事件的发生时间以完成问卷调查的时间为准。

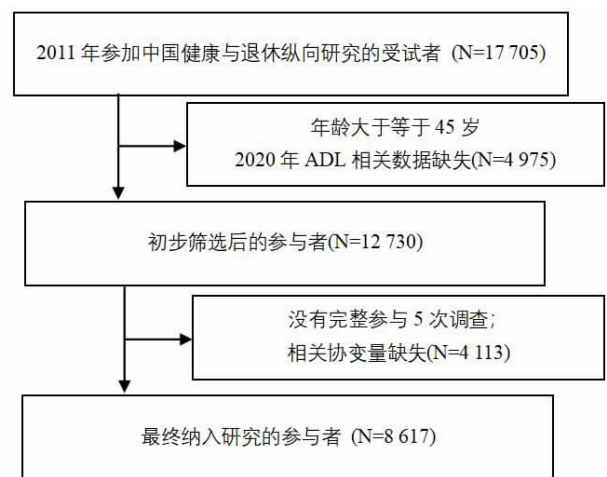


图 1 参与者筛选流程图

Figure 1 Participant screening flowchart

1.2.3 协变量 本研究控制了以下协变量: (1) 人口学特征: 年龄、性别; (2) 社会经济因素: 受教育程度、

居住地类型、婚姻状况;(3)生活方式:睡眠时长、吸烟状况、饮酒状况;(4)生理指标:身体质量指数(body mass index, BMI)、腰围、收缩压、舒张压。

1.3 统计方法 本研究采用 R 4.4.1 软件进行数据清洗、插补和统计分析。首先,对于缺失的抑郁数据,通过 R 软件 mice 包创建五个插补数据集,插补模型纳入人口学变量、健康行为指标及其他相关变量,最终结果通过 Rubin 规则进行合并。其次,我们构建离散时间齐次马尔可夫链模型分析 2011—2020 年研究对象抑郁状态的动态变迁特征。状态空间根据抑郁状态的等级进行划分,模型假设转移概率在十年间保持稳定,且下一状态仅依赖当前状态。同时,为了解决 2015—2018 年间隔三年可能引入的时间异质性,采用加权调整后的概率,两年间隔系数为 1,三年间隔系数为 0.67。之后采用潜在类别分析(latent class analysis, LCA)方法,基于五次调查的抑郁状态数据,识别研究对象可能存在的潜在亚组。最后,根据潜在类别分析结果进行分组,运用单因素 logistic 分析筛选对 ADL 受限相关的协变量,再采用多因素 logistic 回归模型,构建多模型策略探讨不同抑郁状态变迁模式对 ADL 受限的影响。在统计描述方面,分类变量以频数(百分比)表示,组间比较采用 χ^2 检验或 Fisher 精确概率法;连续变量以(均值 \pm 标准差)表示,组间比较采用 t 检验。所有统计检验均采用双侧检验,显著性水平 $\alpha=0.05$ 。

2 结果

2.1 抑郁状态变化特征 本研究采用多重插补法处理抑郁问卷条目缺失数据,缺失率范围为 0.6%~12.1%。插补后数据分布与原始非缺失数据呈现良好的一致性。基于五个插补数据集,我们构建了马尔可夫链模型分析抑郁状态转移概率。模型齐性检验显示假设成立($\chi^2=2.97, P=0.96$),表明转移概率具有时间稳定性。转移概率矩阵结果见图 2。研究发现,状态维持概率最高的三个转移路径分别为:无抑郁状态的自我维持(0.76)、无抑郁向轻度抑郁的转变(0.48)以及重度抑郁状态的自我维持(0.37)。这一结果表明,研究对象的抑郁状态呈现出明显的“状态依赖性”,即个体倾向于维持其当前的抑郁状态水平。同时,由无抑郁到中度(0.32)、重度(0.2),由轻度到中度(0.28)、重度(0.19)的可能性不小,这表明即使个体当前没有抑郁或抑郁程度很低,他们仍有相当的概率发展为严重的抑郁。此外,抑郁状态的渐进性加重趋势明显,表现为轻度向中度(0.28)以及中度向重度(0.24)的转移概率相对较高。

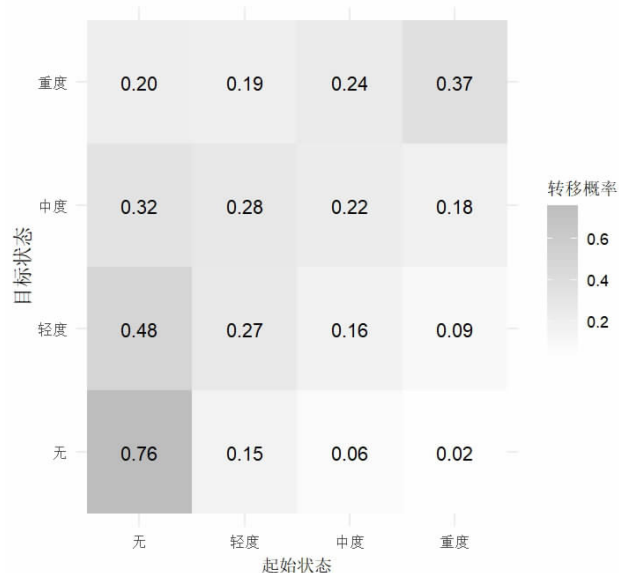


图 2 抑郁状态转移热力图

Figure 2 Heat map of depression state transfer

2.2 抑郁状态分组 在研究中发现多重插补数据集间的潜在类别分析结果高度一致,最大类别概率波动小于 1.2%,因此从五个插补数据集中选择了第一个数据集进行后续的研究和分析。

本研究通过潜在类别分析,将人群分为三类:低度平稳型、缓升平稳型和波动显著型。每类人群内部,每年的抑郁状态构成占比如图 3 所示,显示了每类人群抑郁状态变化的拟合曲线。

低度平稳型群体的抑郁状态在整个时间段内保持在较低水平,几乎没有显著变化,且抑郁程度较低,主要集中在无和轻度之间。波动显著型群体的抑郁状态在 2011—2013 年有所下降,随后在 2013—2015 年显著上升,并在 2015 年后逐渐下降。中重度抑郁人群占多数。缓升平稳型群体的抑郁状态在 2011—2015 年略有下降,随后在 2015—2020 年逐渐上升,尽管整体趋势是上升的,但上升幅度较为平缓,抑郁状态在 2011—2020 年逐渐从无和轻度向中重度转移。

2.3 回归分析

2.3.1 基线特征 共纳入 8 617 例受试者,平均年龄(58.18 ± 8.55)岁,女性占 54.31%。截至 2020 年共发现 3 200(37.14%)名受试者出现 ADL 受限,其中低度平稳型 1 007 例,波动显著型 665 例,缓升平稳型 1 526 例。如表 1 所示,接近 69%的人受教育程度在小学及以下;85.95%正与伴侣同居;93.78%居住在乡村;吸烟率和饮酒率分别为 37.98%和 32.85%。组间比较显示,ADL 受限人群呈现独特的风险特征组合,女性比例(63.28%)、未受教育比例(36.56%)、独居比例(17.03%)及乡村居住比例(95.59%)均高于 ADL 不受限人群。同时 ADL 受限人群中波动显著型

(20.84%)和缓升平稳型(47.69%)抑郁状态人群占比更高。除 BMI 和舒张压外,年龄、性别、受教育程度、与伴侣同居情况等变量在组间均存在显著差异($P < 0.05$)。

2.3.2 抑郁状态变化与活动受限的关系 单因素 logistic 回归最终将年龄、性别、受教育程度、与伴侣同居情况、居住地、吸烟状况、饮酒状况、睡眠时长、收缩压和腰围纳入模型调整中,见表 2,多模型回归分析具体的调整策略见表 3。针对不同抑郁分组人群与 ADL 受限关系的多因素 logistic 回归分析显示,在所有模型中,与低度平稳型群体相比,波动显著型群体和缓升平稳型群体都与活动受限存在显著统计学差异($P < 0.05$)。其中,在模型 3 调整多个协变量后,与低度平稳型群体相比,波动显著型群体显示出 ADL 受限的风险显著增加 ($OR=7.75, 95\%CI: 6.54 \sim 9.17, P < 0.05$)。缓升平稳型群体 ($OR=2.86, 95\%CI: 2.58 \sim 3.18, P < 0.05$)尽管其 OR 值低于波动显著型群体,在调整协变量后的模型中也显示出显著的统计学差。

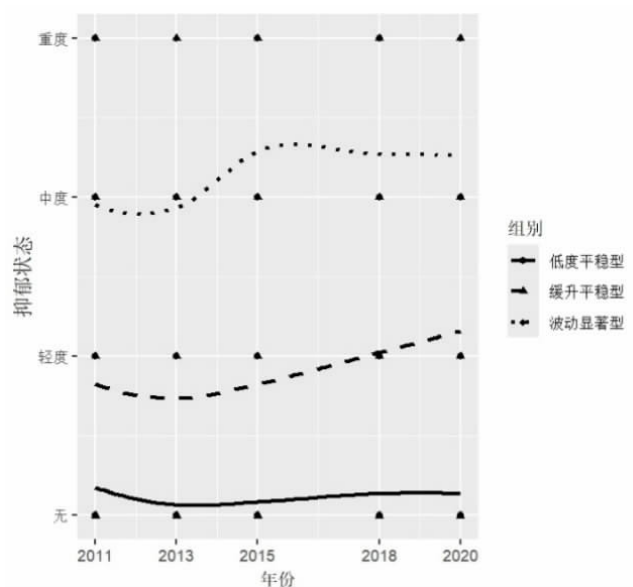


图 3 不同抑郁状态人群波动趋势图

Figure 3 Dynamic trends chart in different depressive states people

表 1 不同抑郁状态变化趋势人群基线数据表 [$(\bar{x} \pm s), n(\%)$]

Table 1 Baseline data of different depression status trends [$(\bar{x} \pm s), n(\%)$]

变量	总人群 (n=8 617)	ADL 不受限(n=5 417)	ADL 受限 (n=3 200)	t/χ^2 值	P 值
年龄(岁)	58.18 ± 8.55	56.80 ± 8.00	60.53 ± 8.93	-19.44	<0.001
性别				165.06	<0.001
女	4 680 (54.31)	2 655 (49.01)	2 025 (63.28)		
男	3 937 (45.69)	2 762 (50.99)	1 175 (36.72)		
受教育程度				326.33	<0.001
未接受教育	2 373 (27.54)	1 203 (22.21)	1 170 (36.56)		
小学及以下	3 569 (41.42)	2 208 (40.76)	1 361 (42.53)		
中学	2 573 (29.86)	1 918 (35.41)	655 (20.47)		
大学及以上	102 (1.18)	88 (1.62)	14 (0.44)		
与伴侣同居情况				37.37	<0.001
同居	7 406 (85.95)	4 751 (87.71)	2 655 (82.97)		
不同居	1 211 (14.05)	666 (12.29)	545 (17.03)		
居住地				28.72	<0.001
城市	536 (6.22)	395 (7.29)	141 (4.41)		
乡村	8 081 (93.78)	5 022 (92.71)	3 059 (95.59)		
吸烟状况				48.41	<0.001
否	5 344 (62.02)	3 208 (59.22)	2 136 (66.75)		
是	3 273 (37.98)	2 209 (40.78)	1 064 (33.25)		
饮酒状况				87.73	<0.001
从未饮酒	5 786 (67.15)	3 440 (63.50)	2 346 (73.31)		
曾经饮酒	2 831 (32.85)	1 977 (36.50)	854 (26.69)		
睡眠时长(h)	6.37 ± 1.86	6.53 ± 1.75	6.10 ± 2.01	10.14	<0.001
BMI(kg/m ²)	24.13 ± 32.23	24.01 ± 33.18	24.34 ± 30.56	-0.46	0.643
腹围(cm)	84.33 ± 12.45	83.95 ± 12.08	84.98 ± 13.04	-3.63	<0.001
收缩压(mm Hg)	129.23 ± 20.67	127.92 ± 19.74	131.44 ± 21.98	-7.47	<0.001
舒张压(mm Hg)	75.56 ± 11.95	75.39 ± 11.78	75.85 ± 12.22	-1.73	0.084
抑郁轨迹				1 005.42	<0.001
低度平稳型	4 450 (51.64)	3 443 (63.56)	1 007 (31.47)		
缓升平稳型	3 228 (37.46)	1 702 (31.42)	1 526 (47.69)		
波动显著型	939 (10.90)	272 (5.02)	667 (20.84)		

表 2 单因素 logistic 回归分析
Table 2 Univariate logistic regression analysis

变量	OR (95%CI)	P 值	变量	OR (95%CI)	P 值
年龄	1.05 (1.05 ~ 1.06)	<0.001	与伴侣同居情况		
性别			同居	1.00 (Reference)	
女	1.00 (Reference)		不同居	1.46 (1.30 ~ 1.66)	<0.001
男	0.56 (0.51 ~ 0.61)	<0.001	居住地		
受教育程度			城市	1.00 (Reference)	
大学及以上	0.16 (0.09 ~ 0.29)	<0.001	乡村	1.71 (1.40 ~ 2.08)	<0.001
中学	0.35 (0.31 ~ 0.40)	<0.001	吸烟状况		
小学及以下	0.63 (0.57 ~ 0.70)	<0.001	否	1.00 (Reference)	
未接受教育	1.00 (Reference)		是	0.72 (0.66 ~ 0.79)	<0.001
BMI	1.00 (1.00 ~ 1.00)	0.649	饮酒状况		
收缩压	1.01 (1.01 ~ 1.01)	<0.001	曾经饮酒	0.63 (0.58 ~ 0.70)	<0.001
舒张压	1.00 (1.00 ~ 1.01)	0.081	从未饮酒	1.00 (Reference)	
腹围	1.01 (1.01 ~ 1.01)	<0.001	睡眠时长	0.88 (0.86 ~ 0.90)	<0.001

表 3 抑郁状态与 ADL 受限的回归分析

Table 3 Regression analysis of depression status and ADL limitation

组别	模型 1		模型 2		模型 3	
	OR (95%CI)	P 值	OR (95%CI)	P 值	OR (95%CI)	P 值
低度平稳型	Ref.		Ref.		Ref.	
缓升平稳型	3.07 (2.78 ~ 3.38)	<0.001	2.93 (2.65 ~ 3.25)	<0.001	2.86 (2.58 ~ 3.18)	<0.001
波动显著型	8.38 (7.16 ~ 9.81)	<0.001	7.97 (6.77 ~ 9.38)	<0.001	7.75 (6.54 ~ 9.17)	<0.001

注:模型 1 无调整变量;模型 2 调整年龄、性别;模型 3 调整年龄、性别、受教育程度、与伴侣同居情况、居住地、吸烟状况、饮酒状况、睡眠时长、收缩压、腰围。

3 讨论

本研究通过整合 CHARLS 数据库 2011—2020 年纵向数据,系统分析了抑郁状态变化对中老年人 ADL 的影响。研究结果不仅填补了现有研究在长期抑郁状态变化对 ADL 影响方面的空白,还深化了对抑郁症病程特征及其社会功能影响的理解。

本研究通过马尔科夫链分析发现,个体在 10 年间抑郁状态具有较高的稳定性,无论是无抑郁状态还是重度抑郁状态,个体倾向于保持其初始状态。这一发现与既往研究中关于抑郁症复发性和慢性化的特征相一致。抑郁症的长期稳定性可能与大脑功能网络的改变有关,比如默认模式网、认知控制网和前扣带网的功能失调^[7]。而抑郁症的稳定性,或称为抑郁症的复发,并非普遍现象。研究指出,在一般人群中许多首次发作的个体可能不会再次复发,这与首次发作时识别复发风险重要相关^[8]。

然而,研究同时发现,从无抑郁到中度或重度抑郁的转移概率不容忽视,这提示抑郁症的发病并非一成不变,即使是当前无抑郁症状的个体,也可能随着时间推移发展为中重度抑郁。这突显了早期识别和干预的重要性,尤其是在中老年人人群中,抑郁症的早期症状可能被忽视或误认为是正常的老化过程^[7]。

研究还发现抑郁状态的演变具有显著异质性,波动显著型群体的 ADL 受限风险是低度平稳型的 7 倍以上,并且高于缓升平稳型。这个发现符合抑郁严重

程度与功能损伤呈非线性关联的假设^[19-20],提示抑郁状态的波动性可能比绝对严重程度对功能损伤更具预测价值。先前的研究指出反复的抑郁波动会导致神经可塑性损伤累积,进而加剧前额叶-边缘系统的功能失调^[21],这种动态病理机制或许解释了为何波动型群体在调整协变量后仍保持最高风险水平。

在探讨抑郁症与中老年人 ADL 受限的关系时,同样需要考虑多种潜在的影响因素。本研究中发现女性、独居和受教育程度低的人群在 ADL 受限人群中占比较高,而先前的研究指出了这些因素与抑郁风险的相关性^[22-24]。女性可能因长期的社会角色和性别差异,在面对生活压力和健康问题时,更易出现情绪困扰和功能障碍^[24]。独居者可能缺乏足够的社会互动和情感支持,从而在应对抑郁症状时面临更大挑战^[22]。而受教育程度较低的个体可能在获取健康信息、利用医疗资源和进行自我管理方面存在困难,进而影响其对抑郁症状的应对和康复^[23]。这些因素产生的挑战会削弱他们在日常生活中的自理能力,进而导致 ADL 受限。此外,本研究中大部分的参与者居住于乡村,农村地区有限的医疗资源和心理健康污名化可能加剧抑郁状态的不稳定性。这种现象在老龄化加速的中国农村尤为值得关注^[25],因为传统家庭支持系统随人口流动正在弱化,而正式社会支持体系尚未完善。本研究方法学上的创新为抑郁研究提供了新视角。通过整合马尔科夫链与 LCA,既捕捉到状态转移的

即时概率,又识别出长期演变模式,这种双维度分析框架克服了传统纵向研究将抑郁视为静态分类变量的局限。但是,CHARLS 数据中抑郁评估采用 CES-D-10 量表,虽具良好效度^[26],但无法替代临床诊断,可能低估双相障碍等具有情绪波动特征的疾病影响。此外,未纳入抗抑郁药物使用数据可能产生残留混杂,未来研究需结合相关数据进行更精确的暴露评估。

总而言之,本研究认为抑郁状态具有较高稳定性,但无抑郁者仍有向中重度发展的风险。抑郁动态变化对于抑郁人群的日常生活具有丰富的研究价值,抑郁状态波动更明显的群体活动受限风险更高。建议临床实践需重视抑郁状态的动态监测,针对波动显著型患者设计强化干预方案。

利益冲突声明 本研究不存在任何利益冲突

参考文献

- [1] Smith K. Mental health: A world of depression[J]. *Nature*, 2014, 515 (7526): 180-181.
- [2] World Health Organization. Depressive disorder(depression)[EB/OL]. [2025-06-10]. <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/depression>.
- [3] Robert M, Shapiro B, Rawles J, et al. Depression [J]. *Annals of Internal Medicine*, 2021, 174(5): ITC65-ITC80.
- [4] Liu QQ, He HR, Yang J, et al. Changes in the global burden of depression from 1990 to 2017: Findings from the Global Burden of Disease study[J]. *Journal of Psychiatric Research*, 2020, 126: 134-140.
- [5] Tan MH, Mao P. Type and dose-response effect of adverse childhood experiences in predicting depression: A systematic review and meta-analysis[J]. *Child Abuse & Neglect*, 2023, 139: 106091.
- [6] Lu BQ, Lin LX, Su XJ. Global burden of depression or depressive symptoms in children and adolescents: A systematic review and meta-analysis[J]. *Journal of Affective Disorders*, 2024, 354: 553-562.
- [7] Jia Y, Zhou ZT, Xiang F, et al. Global prevalence of depression in menopausal women: A systematic review and meta-analysis [J]. *Journal of Affective Disorders*, 2024, 358: 474-482.
- [8] Farooqi A, Gillies C, Sathanapally H, et al. A systematic review and meta-analysis to compare the prevalence of depression between People with and without Type 1 and Type 2 diabetes[J]. *Primary Care Diabetes*, 2022, 16(1): 1-10.
- [9] Krittanawong C, Maitra NS, Qadeer YK, et al. Association of depression and cardiovascular disease [J]. *American Journal of Medicine*, 2023, 136(9): 881-895.
- [10] Rhee TG, Shim SR, Manning KJ, et al. Neuropsychological assessments of cognitive impairment in major depressive disorder: a systematic review and Meta-Analysis with Meta-Regression [J]. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 2024, 93(1): 8-23.
- [11] Malhi GS, Mann JJ. Depression [J]. *The Lancet*, 2018, 392(10161): 2299-2312.
- [12] Zhao YH, Hu YS, Smith JP, et al. Cohort profile: the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) [J]. *International Journal of Epidemiology*, 2014, 43(1): 61-68.
- [13] Irwin M, Artin KH, Oxman MN. Screening for depression in the older adult: criterion validity of the 10-item Center for Epidemiological Studies Depression Scale (CES-D)[J]. *Archives of Internal Medicine*, 1999, 159(15): 1701-1704.
- [14] Sterne JAC, White IR, Carlin JB, et al. Multiple imputation for missing data in epidemiological and clinical research: potential and pitfalls[J]. *BMJ (Clinical Research ed.)*, 2009, 338: b2393.
- [15] Ma HL, Chen DL, Lv WT, et al. Performance of an AI prediction tool for new-onset atrial fibrillation after coronary artery bypass grafting [J]. *eClinicalMedicine*, 2025, 81: 103131.
- [16] Gikaro JM, Xiong H, Lin F. Activity limitation and participation restriction in Osteoarthritis and Rheumatoid arthritis: findings based on the National Health and Nutritional Examination Survey [J]. *BMC Musculoskeletal Disorders*, 2022, 23(1): 647.
- [17] Szymkowicz SM, Gerlach AR, Homiak D, et al. Biological factors influencing depression in later Life: role of aging processes and treatment implications[J]. *Translational Psychiatry*, 2023, 13(1): 160.
- [18] Monroe SM, Harkness KL. Major depression and its recurrences: Life course matters [J]. *Annual Review of Clinical Psychology*, 2022, 18 (1): 329-357.
- [19] 孙宇超,冯晶,雷子辉,等. 中国中老年人抑郁症状与认知功能关系[J]. *中国公共卫生*, 2024, 40(10): 1206-1211. Sun YC, Feng J, Lei ZH, et al. Correlation between depressive symptoms and cognitive function in middle-aged and elderly population in China: an analysis of CHARLS baseline data [J]. *Chinese Journal of Public Health*, 2024, 40 (10): 1206-1211. (In Chinese)
- [20] Li DY, Li XX, Li JX, et al. Neurophysiological markers of disease severity and cognitive dysfunction in major depressive disorder: A TMS-EEG study [J]. *International Journal of Clinical and Health Psychology : IJCHP*, 2024, 24(3): 100495.
- [21] 徐蕊,周素妙,黄兴兵. 神经可塑性在抑郁障碍机制的研究进展[J]. *国际精神病学杂志*, 2023, 50(6): 1260-1262. Xu R, Zhou SM, Huang XB. Research progress of neural plasticity in the mechanism of depressive disorders [J]. *Journal of International Psychiatry*, 2023, 50(6): 1260-1262. (In Chinese)
- [22] Wolters NE, Mobach L, Wuthrich VM, et al. Emotional and social loneliness and their unique links with social isolation, depression and anxiety[J]. *Journal of Affective Disorders*, 2023, 329: 207-217.
- [23] Minh A, Bültmann U, Reijneveld SA, et al. Depressive symptom trajectories and early adult education and employment: comparing longitudinal cohorts in Canada and the United States[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2021, 18(8): 4279.
- [24] Mengelkoch S, Slavich GM. Sex differences in stress susceptibility as a key mechanism underlying depression risk [J]. *Current Psychiatry Reports*, 2024, 26(4): 157-165.
- [25] Wang HM, Chen H. Aging in China: challenges and opportunities[J]. *China CDC Wkly*, 2022, 4(27): 601-602.
- [26] 黄庆波,王晓华,陈功. 10 项流调中心抑郁自评量表在中国中老年人中的信效度 [J]. *中国健康心理学杂志*, 2015, 23(7): 1036-1041. Huang QB, Wang XH, Chen G. Reliability and validity of 10-item CES-D among middle aged and older adults in China [J]. *China Journal of Health Psychology*, 2015, 23(7): 1036-1041. (In Chinese)

收稿日期: 2025-02-18