·流行病与统计方法·

童年不良经历对老年人抑郁状况的影响研究——基于自理能力的中介效应分析

陈晓颖[1],吴佳倩[1],苏源[3],司庆燕[4],陈旻[1],司明舒[1,2]

1.福建医科大学卫生管理学院,福建 福州 350122;2.福建省医药卫生体制改革研究会健康养老专业委员会,福建 福州 350122;3.宁夏医科大学人文与管理学院;4.山东第一医科大学马克思主义学院

摘要:目的　探究童年不良经历对老年人抑郁状况的影响机制,检验自理能力在二者间的中介作用。**方法**　利用 2018 年中国老年健康影响因素跟踪调查(The Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey, CLHLS)数据,纳入 1 811 名 65 岁及以上的受访老年人。采用 CES-D10 量表评估抑郁得分,通过童年医疗缺失与饥饿经历量化童年不良经历,以日常活动能力受限指数衡量自理能力。运用线性回归分析变量间的直接关联,并采用 Process 4.2 Model 4 分析自理能力在童年不良经历和老年抑郁状况之间的中介效应,同时排除控制变量的影响。**结果**　童年不良经历的数量与抑郁得分显著正相关,总效应值为 0.461(95% *CI*:0.093 ~ 0.830),自理能力存在部分中介效应,中介效应值为 0.050(95% *CI*:0.003 ~ 0.108),占总效应的 10.90%。**结论**　童年不良经历可直接(89.10%)或间接通过损害自理能力(10.90%)共同提高老年人抑郁水平。建议实施生命历程早期干预,将自理能力维护纳入老年心理健康服务的核心环节,干预措施重点聚焦脆弱老年人群,通过早期筛查并针对性干预、提高心理韧性、加强社会支持减轻童年逆境的长期负面影响。

关键词:童年不良经历;抑郁状况;自理能力;中介效应;老年人

中图分类号:R749.4　　**文献标志码**:A　　**文章编号**:1003-8507(2026)05-775-07

DOI:10.20043/j.cnki.MPM.202507287

Impact of adverse childhood experiences on depression status in elderly people: a mediation effect analysis based on self-care ability

CHEN Xiao-ying*, WU Jia-qian, SU Yuan, SI Qing-yan, CHEN Min, SI Ming-shu

**School of Health Management, Fujian Medical University, Fuzhou, Fujian 350122, China*

Abstract: Objective To explore the influence mechanism of adverse childhood experiences on the depression status of the elderly and test the mediating role of self-care ability between them. **Methods** Using data from the 2018 Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey (CLHLS), 1 811 elderly individuals aged 65 and above were included in the survey. The CES-D10 scale was used to assess the depression score, adverse childhood experiences were quantified through childhood lack of medical treatment and hunger experiences, and the activities of daily living (ADL) limitation index was used to measure self-care ability. Linear regression was used to analyze the direct associations among variables, and Process 4.2 Model 4 was used to analyze the mediating effect of self-care ability between adverse childhood experiences and the depression status of the elderly, while controlling for covariates. **Results** The number of childhood adverse experiences showed a significant positive correlation with depression scores, with a total effect value of 0.461 (95% *CI*: 0.093-0.830). Self-care ability showed a partial mediating effect, with an mediation effect of 0.050 (95% *CI*: 0.003-0.108), accounting for 10.90% of the total effect. **Conclusion** Adverse childhood experiences can directly (89.10%) or indirectly through impairing self-care ability (10.90%) jointly increase the depression level of the elderly. It is recommended to implement early intervention throughout the life course, incorporating self-care ability maintenance into the core of elderly mental health services. The intervention measures should focus on vulnerable elderly populations, and through early screening and targeted intervention, improve psychological resilience, strengthen social support, and alleviate the long-term negative effects of childhood adversity.

Keywords: Adverse childhood experiences; Depression status; Self-care ability; Mediation effect; Elderly people

基金项目:2023 年度国家社科基金研究项目(23BSH096);2024 年度福建省科协科技创新智库课题研究项目(FJKX-2024XKB010);2025 年福建省民政政策理论研究一般项目((FMYB2025145)

作者简介:陈晓颖(2003—),女,本科,职称,研究方向:公共事业管理

通信作者:司明舒,E-mail:beckhamse723@126.com

童年不良经历（adverse childhood experiences, ACEs）指个体 18 岁前经历的、对其健康与发展造成伤害的创伤性或压力性事件，主要包括虐待、忽视和家庭功能障碍[1-2]。作为生命早期压力源，ACEs 可通过生物－心理－社会机制对个体长期健康产生累积性影响。

研究证实，ACEs 与老年期抑郁显著相关。ACEs 与抑郁、焦虑等多种心理健康问题密切相关，且不良经历的复杂性与心理问题的严重性正向关联[3-5]。例如，经历四次或以上负性事件的个体，其抑郁风险显著高于经历较少者[6]。在中国老年人群中的研究也发现，童年逆境数量与老年抑郁风险存在正向关联[7]，表明其影响具有长期性和累积性。

同时，ACEs 亦与老年期自理能力下降相关。童年饥饿经历可能通过营养剥夺加速生物衰老进程，导致老年期日常活动能力（activities of daily living,ADL）受限[8]。童年医疗资源匮乏可能削弱免疫系统，影响肌肉骨骼发育，引发老年期关节问题等，从而限制活动能力[9]。研究还表明，童年逆境的累积会加速中老年人 ADL 的恶化速度[10]。

自理能力受损是老年抑郁的重要风险因素。ADL 受限可通过引发无用感、限制社会参与及增加孤独感而导致或加剧抑郁[11-12]。二者甚至可能形成“功能丧失－抑郁”的恶性循环[13]。在中国文化背景下，自理能力的丧失常伴随自我价值感下降，加之社会支持体系尚不完善，老年人更易因功能受限产生负面情绪。研究指出，中国老年人的抑郁症状与 ADL 受限密切相关，且农村和高龄老年人风险更高[11,14]，凸显了自理能力在老年心理健康中的关键作用。

中国当前老年群体的童年经历具有特殊的时代背景，普遍遭遇过饥饿、医疗资源短缺等问题。现有研究已分别关注 ACEs 与成年期心理健康或生理功能的关联，但将 ACEs、ADL 受限与老年抑郁纳入统一分析框架的研究仍较缺乏。因此，本研究基于第八轮中国老年健康影响因素跟踪调查数据，构建以自理能力为中介的理论模型，探讨 ACEs 对老年抑郁的作用机制，以弥补现有研究空白，并为早期干预提供实证依据。

1　资料与方法

1.1　资料来源　本研究数据来源于 2018 年中国老年健康影响因素跟踪调查（The Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey, CLHLS）[15]。CLHLS 2018 原始样本量为 15 874 名，为保证分析完整性，我们排除了 ACEs、抑郁状况（CES-D10）、自理能力（ADL）及控制变量存在缺失的个案，最终获得有效样本 1 811 例，有效率为 11.4%。

为评估高缺失率可能带来的选择偏倚，本研究比较了有效样本（n=1 811）与被排除样本（n=14 063）在性别、户籍和年龄上的分布差异。χ^2 检验与 Mann-Whitney U 检验结果显示，两组在性别（χ^2 = 0.452, P=0.501）、户籍（χ^2=2.710, P=0.100）及年龄（Z=-0.735, P=0.462）上均无显著差异。这表明有效样本在关键人口学特征上与总体样本具有可比性，选择偏倚风险相对可控。样本筛选流程见图 1，基线特征比较见表 1。

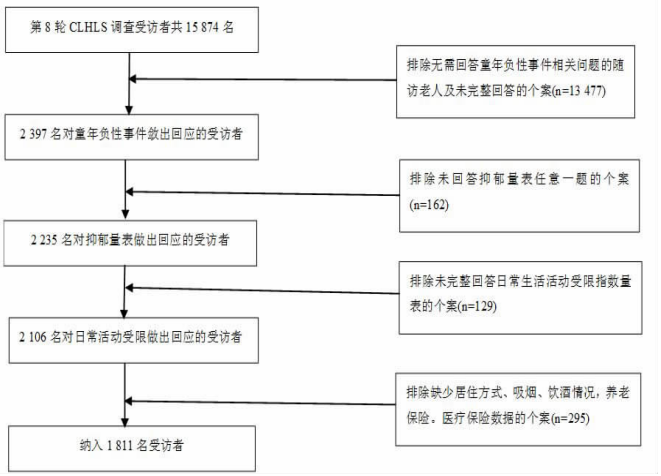


图 1　调查对象筛选流程图

Figure 1　Flowchart of survey respondent screening

表 1　有效样本与被排除原始样本基线特征比较[n(%),M(P_{25},P_{75})]

Table 1　Comparison of baseline features between valid samples and excluded original samples [n(%), M (P_{25}, P_{75})]

变量	类别	有效样本(n=1 811)	被排除原始样本(n=14 063)	统计量 χ^2/Z 值	P 值
性别	男	787(43.5)	6 230(44.3)	0.452	0.501
	女	1 024(56.5)	7 833(55.7)		
户籍地	城镇	242(13.4)	2 160(15.4)	2.710	0.100
	农村	1 569(86.6)	11 903 (84.6)		
年龄(岁)		85(74,95)	85 (73, 95)	-0.735	0.462

注：分类变量以频数（百分比）描述，采用 χ^2 检验；年龄为非正态分布连续变量，以中位数（四分位数间距）描述，采用 Mann-Whitney U 检验（报告 Z 值）。

1.2　方法　本研究被解释变量为老年人抑郁状况，采用中文版 CES-D10 量表测量，共 10 个条目，总分 0～30 分，分数越高抑郁症状越严重，该量表在老年人群中信效度良好[16-19]。核心解释变量 ACEs，依据

CLHLS 数据选取“医疗缺失”“饥饿经历”两个指标进行评估(是为 1,否为 0),该测量能反映基本需求剥夺这一核心逆境维度[20-22]。中介变量为自理能力,采用 ADL 量表评估,每项受限计 1 分,总分越高表示能力越差[23]。控制变量包括人口学特征(性别、年龄等)、社会学特征(居住方式、保险参保)及生活方式(吸烟、饮酒)[24-26]。

1.3　统计学分析　使用 SPSS 26.0 软件对数据进行整理与统计分析。针对数据类型差异,对于分类变量采用频数和百分比进行描述,组间差异比较根据数据分布特性选择非参数检验方法,两独立样本 Mann-Whitney U 检验或多独立样本 Kruskal-Wallis H 检验。对于不服从正态分布的连续变量采用中位数和四分位数间距[$M(P_{25},P_{75})$]进行描述,用 Spearman 相关系数分析相关性。中介效应采用 Process 4.2 Model 4 进行显著性检验,采用 bootstrap 法进行检验,设置重复抽样次数 5 000 次,若 95%置信区间上下限均不跨越零值,为效应有统计学意义。推断均采用双侧检验,检验水准 α=0.05。

2　结　果

2.1　调查对象基本信息　纳入的 1 811 名研究对象中,男性 787 名,占 43.5%;女性 1 024 名,占 56.5%。60～79 岁 665 人,占 36.7%;≥80 岁 1 146 人,占 63.3%。297 人现在吸烟,占 16.4%;1 514 人现在不吸烟,占 83.6%。296 人现在常饮酒,占 16.3%;1 515 人现在不常饮酒,占 83.7%。

2.2　童年负性事件、活动受限和抑郁状况分析　本研究老年人抑郁得分[$M(P_{25},P_{75})$]为 10(6,13.75)分。Spearman 相关分析显示:ACEs 数量与抑郁得分显著正相关(r_s=0.076, P<0.01),与日常活动受限指数显著正相关(r_s=0.051, P<0.05);日常活动受限指数与抑郁得分显著正相关(r_s=0.144, P<0.001)。见表 2。其中,ACEs 与活动受限的相关系数较弱,可能源于:(1)ACEs 测量维度有限(仅含物质剥夺类);(2)其影响具有长期性与复杂性,可能通过多种未观测路径间接体现;(3)自理能力受多种因素共同影响。这一微弱但仍显著的相关性提示,ACEs 仍是自理能力的一个潜在远端风险因素。此外,不同性别、年龄、居住地等受访者的抑郁得分差异具有统计学意义(P<0.05)。见表 3。

2.3　ACEs、活动受限和抑郁状况的回归分析　在进行中介效应分析前,通过线性回归分析初步验证了变量间的直接关系及模型假设。所有分析均控制协变量的影响,结果如下:(1)ACEs 对日常活动受限的预测作用。以日常活动受限为因变量、ACEs 及控制变量为预测变量构建回归模型,结果显示,ACEs 对日常活动受限具有显著正向预测作用(B=0.093, t= 2.074, P<0.05),模型整体显著(F=23.001, P<0.05)。方差膨胀因子(variance inflation factor,VIF)值均低于 5,排除共线性干扰。见表 4。(2)ACEs 和日常活动受限对抑郁状况的预测作用。进一步以抑郁状况为结果变量,纳入 ACEs、日常活动受限及控制变量进行回归分析。结果显示,在控制 ACEs 的影响后,日常活动受限仍对抑郁状况具有显著正向预测作用(B=0.539, t= 5.511, P<0.001),模型整体显著(F= 8.078, P<0.05)。VIF 值均低于 5,排除共线性干扰。见表 5。

表 2　各变量相关分析结果(r_s)

Table 2　Correlation analysis results of each variable (r_s)

项目	[$M(P_{25},P_{75})$]	童年负性事件	日常活动受限	抑郁得分
ACEs	1(1,2)	1		
日常活动受限	0(0,0)	0.051*	1	
抑郁得分	10(6,13.75)	0.076**	0.144***	1

注:*P<0.05;**P<0.01;***P<0.001。

表 3　不同基线特征老年人抑郁得分比较[n(%),$M(P_{25},P_{75})$]

Table 3　Comparison of depression scores among elderly people with different baseline characteristics [n(%), M (P_{25}, P_{75})]

项目	调查对象	抑郁得分(分)	Z/H 值	P 值
性别			-4.076	<0.001
男	787(43.5)	9(6,12)		
女	1 024(56.5)	10(6,14.44)		
年龄(岁)			-4.492	<0.001
60～79	665(36.7)	9(5,13)		
≥80	1 146(63.3)	10(6,14)		
户籍地			-0.180	0.857
城镇	242(13.4)	10(6,13)		
农村	1 569(86.6)	10(6,14)		
居住地			6.524	0.038
城市	353(19.5)	9(5,13)		
镇	660(36.4)	10(6,14)		
乡	798(44.1)	10(6,14)		
居住方式			16.257	<0.001
与家人同住	1 446(79.8)	10(6,13)		
独居	323(17.8)	11(7,16)		
养老机构	42(2.3)	11(5.75,15)		
养老保险			-1.811	0.070
有	972(53.7)	9.5(6,13)		
无	839(46.3)	10(6,14)		
医疗保险			-0.228	0.820
有	1 580(87.2)	10(6,13.94)		
无	231(12.8)	10(6,13)		
吸烟			-0.902	0.367
是	297(16.4)	10(6,13)		
否	1 514(83.6)	10(6,14)		
饮酒			-3.980	<0.001
是	296(16.3)	9(5,12)		
否	1 515(83.7)	10(6,14)		

上述回归分析表明，ACEs 对日常活动受限的预测作用显著，且日常活动受限对抑郁状况的独立贡献显著，初步支持日常活动受限作为中介变量的合理性。ACEs 对抑郁状况的直接效应在控制 M 后仍显著，提示可能存在部分中介效应，需进一步通过 bootstrap 法检验间接效应的统计显著性。

此外，对上述两个线性回归模型进行了适配性检验。ACEs 对日常活动受限的回归分析的决定系数 R^2 为 0.133，调整后 R^2 为 0.127（F=23.001, P<0.001）。ACEs 和日常活动受限对抑郁状况的回归分析的 R^2 为 0.055，调整后 R^2 为 0.048（F=8.078, P<0.001），表明两个模型的 F 检验结果均达到非常显著的水平（P<0.001）。

表 4　ACEs 对日常活动受限的回归分析

Table 4　Regression analysis of adverse childhood experiences on activities of daily living limitations

变量	B	β	t 值	P 值
（常量）	−0.072		−0.239	0.811
ACEs	0.093	0.047	2.074	0.038
性别	0.171	0.058	2.355	0.019
年龄	0.759	0.250	11.155	<0.001
户籍地	−0.151	−0.035	−1.332	0.183
居住地（城市为参照）				
镇	−0.182	−0.060	−1.755	0.079
乡	−0.148	−0.050	−1.394	0.163
居住方式（与家人同住参照）				
独居	−0.535	−0.140	−6.284	<0.001
养老机构	1.181	0.122	5.468	<0.001
养老保险	−0.126	−0.043	−1.848	0.065
医疗保险	−0.242	−0.055	−2.483	0.013
吸烟	0.132	0.033	1.354	0.176
饮酒	0.211	0.053	2.251	0.025
R^2		0.133		
调整后 R^2		0.127		
F		23.001***		

注：*P<0.05；**P<0.01；***P<0.001。

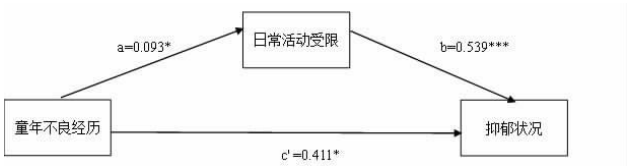
2.4　活动受限在 ACEs 和抑郁状况间的中介效应分析　Bootstrap 法显示，ACEs 对抑郁状况的总体影响显著，总效应值为 0.461（95% *CI*：0.093 ~ 0.830）。控制日常活动受限后，ACEs 对抑郁状况的直接效应仍显著，直接效应值为 0.411（95% *CI*：0.045 ~ 0.776）。ACEs 通过日常活动受限对抑郁状况的间接效应显著，中介效应值为 0.050（95% *CI*：0.003 ~ 0.108）。见表 6。这表明，ACEs 不仅可以直接提高老年人抑郁水平，而且能通过提高 ADL 受限指数间接加剧抑郁状况。该直接效应和中介效应分别占总效应的 89.10%、10.90%。日常活动受限在 ACEs 与抑郁状况三者变量间路径系数见图 2。

表 5　ACEs 和日常活动受限对抑郁状况的回归分析

Table 5　Regression analysis of adverse childhood experiences and activities of daily living limitations on depression status

变量	B	β	t 值	P 值
（常量）	6.308		5.015	<0.001
ACEs	0.410	0.053	2.200	0.028
日常活动受限	0.539	0.136	5.511	<0.001
性别	0.737	0.063	2.440	0.015
年龄	0.586	0.049	2.005	0.045
户籍地	−0.458	−0.027	−0.974	0.330
居住地（城市为参照）				
镇	1.044	0.086	2.420	0.016
乡	0.827	0.071	1.880	0.060
居住方式（与家人同住参照）				
独居	1.528	0.101	4.283	<0.001
养老机构	0.686	0.018	0.759	0.448
养老保险	0.045	0.004	0.158	0.875
医疗保险	−0.041	−0.002	−0.102	0.919
吸烟	−0.492	−0.031	−1.215	0.225
饮酒	1.131	0.072	2.908	0.004
R^2		0.055		
调整后 R^2		0.048		
F		8.078***		

注：*P<0.05；**P<0.01；***P<0.001。



直接效应："ACEs" → "抑郁状况"　（c'=0.411）

路径 a："ACEs" → "日常活动受限"　（a=0.093）

路径 b："日常活动受限" → "抑郁状况"　（b=0.539）

总效应：ACEs→抑郁状况　（c=0.461）

注：*P<0.05；**P<0.01；***P<0.001。

图 2　日常活动受限的中介作用模型图

Figure 2　Mediation model of activities of daily living limitations

表 6　总效应、直接效应及中介效应分解表

Table 6　Decomposition of total effect, direct effect, and mediation effect

	效应值	$s_{\bar{x}}$	LLCI	ULCI	效应量（%）
总效应	0.460 7	0.187 8	0.092 3	0.829 1	
直接效应	0.410 5	0.186 5	0.044 6	0.776 3	89.10
中介效应	0.050 2	0.026 9	0.002 6	0.108 2	10.90

注：LLCI为置信区间的上限；ULCI 为置信区间的下限。

3　讨　论

3.1　ACEs 与老年人抑郁状况显著正相关　本研究利用 2018 年 CLHLS 数据，探讨 ACEs 对老年抑郁的长期影响及自理能力的中介作用。结果显示，ACEs

与老年抑郁显著正相关，且自理能力起部分中介作用（效应占比 10.90%），表明其既可直接影响抑郁，亦能通过损害自理能力间接加剧风险。

这一发现与国内研究结论一致，支持了生命历程理论中的“早期逆境累积效应”假说[7]。童年逆境作为早期压力源，其影响可能持续至老年期。与国外研究[3-4]相比，本研究主要测量“医疗缺失”“饥饿经历”等物质剥夺维度，较少涉及心理层面内容，这既可能导致效应估计差异，也折射出中国特定历史社会背景下童年逆境的独特性。

3.2　我国老年人抑郁水平相对较高　本研究老年人抑郁得分中位数为 10 分。根据常用标准（得分≥10）[27]，抑郁症状检出率为 51.8%（939/1 811），高于既往报告（36.51%～41.35%）[14,28-29]。这一较高检出率可能与样本构成有关：农村户籍老人占 86.6%，高龄老人（≥80 岁）占 63.3%，这些群体因资源相对薄弱、功能衰退等因素抑郁风险更高。结果提示需关注老年人抑郁问题并完善心理支持体系。

3.3　自理能力在 ACEs 与老年抑郁间起部分中介作用　本研究发现，自理能力在 ACEs 与老年抑郁间起部分中介作用，中介效应占比为 10.90%。该值处于文献中单一生理功能路径的常见区间（10%～25%）内[30]。但与使用更全面 ACEs 指标的研究相比，占比相对适中。其特点可能源于以下原因：（1）ACEs 的测量仅包含“医疗缺失”与“饥饿经历”两类物质剥夺型逆境，其对心理健康的直接影响路径更多元；（2）自理能力评估采用侧重基本功能的 ADL 量表，若纳入更广泛的工具性 ADL 可能增强中介效应[10,27]；（3）ACEs 影响老年抑郁存在多重并行路径，如社会支持、心理弹性、慢性疾病等[7,31]。这些未被本研究完全纳入的变量共同解释了总效应，因此在多元机制框架下，自理能力作为单一中介变量，其 10.90%的贡献度具有重要的理论意义与实践启示。

该结果证实了“早期逆境－生理功能受损－老年抑郁”的间接通路，与童年逆境加速失能[10]及失能与抑郁存在双向关系[13]的研究结论相印证。这表明在干预实践中，改善老年人的自理能力不仅是照护目标，也可能成为缓解童年逆境长期心理影响的一个切入点。

3.4　不同性别、年龄、居住地、居住方式与老年人抑郁水平相关　本研究发现，性别、年龄、居住方式及居住地与老年人抑郁水平显著相关。具体而言，女性抑郁得分更高，这可能源于其相对敏感的心理特质及传统家庭责任更重，增加了心理应激[32]。高龄老人的抑郁风险更高，这与年龄增长伴随的认知功能衰退及其感知有关[33]。独居老人得分更高，可能归因于其面临的情感隔离与孤独感。此外，居住于乡/镇的老年人抑郁得分显著高于城市老年人，主要由于城乡在生活条件、医疗资源与社会保障方面存在差距，这些均是抑郁的相关风险因素[34]。

本研究存在若干局限性。第一，横断面设计难以确定自理能力与抑郁的因果关系。第二，ACEs 依赖回顾性报告，可能存在回忆偏倚，且仅测量医疗缺失与饥饿两个维度，未涵盖其他方面，可能低估其累积效应。第三，尽管纳入控制变量，仍可能存在未观测的混杂因素，且仅检验了单一中介路径。第四，样本缺失率较高，农村老年人占比过大，城乡分布不均，且数据侧重健康长寿老人，结论外推需谨慎。未来需采用追踪设计、更全面的测量工具及更具代表性的样本进一步验证。

综上，本研究基于 2018 年 CLHLS 调查数据，从生命历程理论的视角揭示了 ACEs 对老年抑郁状况的长期影响及其作用机制。建议实施生命历程早期干预，从源头减轻累积风险，将自理能力维护纳入老年心理健康服务的核心环节，干预措施重点聚焦女性、高龄、独居及农村户籍等人群，通过早期筛查与干预、提高心理韧性、加强社会支持等策略和措施，减轻童年逆境的跨生命周期心理负担，有利于树立积极老龄观与推动健康老龄化。

利益冲突声明　本研究不存在任何利益冲突

参考文献

[1] Cloitre M, Hyland P, Bisson JI, et al. ICD-11 posttraumatic stress disorder and complex posttraumatic stress disorder in the United States: a Population-Based study [J]. Journal of Traumatic Stress, 2019, 32(6): 833-842.

[2] Greene CA, Haisley L, Wallace C, et al. Intergenerational effects of childhood maltreatment: A systematic review of the parenting practices of adult survivors of childhood abuse, neglect, and violence [J]. Clinical Psychology Review, 2020, 80: 101891.

[3] Witt A, Sachser C, Plener PL,et al.The prevalence and Consequences of adverse childhood experiences in the German population [J]. Deutsches Arzteblatt International, 2019, 116(38): 635-642.

[4] Angelakis I, Gillespie EL, Panagioti M. Childhood maltreatment and adult suicidality: a comprehensive systematic review with meta-analysis[J]. Psychological Medicine, 2019, 49(7): 1057-1078.

[5] Jiang WW, Ji MX, Chi XL, et al. Relationship between Adverse Childhood Experiences and Mental Health in Chinese Adolescents: Differences among Girls and Boys [J]. CHILDREN-BASEL, 2022, 9 (5): 689.

[6] Henry BF. Typologies of adversity in childhood & adulthood as determinants of mental health & substance use disorders of adults incarcerated in US prisons [J]. Child Abuse & Neglect, 2020, 99: 104251.

[7] 李月，陆杰华. 童年逆境对老年人抑郁的影响研究[J]. 人口学刊，2020，42(4)：56-69.

Li Y, Lu JH. Study of the effect of childhood adversity on depression among Chinese older adults [J]. Population Journal, 2020, 42(4): 56–69.(In Chinese)

[8] Abeliansky AL, Strulik H. Hungry children age faster [J]. Economics & Human Biology, 2018, 29: 211–220.

[9] Lu N, Nie P, Siette J. The Roots of healthy aging: investigating the Link between early–life and childhood experiences and later–life health[J]. BMC Geriatrics, 2023, 23(1): 639.

[10] 刘瑞平,李建新. 童年逆境对中老年人失能轨迹的影响[J]. 人口学刊,2023,45(1):68–80.
Liu RP, Li JX. The effects of adverse childhood experiences on disability trajectory among Middle–Aged and older adults [J]. Population Journal, 2023, 45(1): 68–80.(In Chinese)

[11] 陈金凤,方明旺,肖成汉,等. 中国老年人日常生活活动能力与抑郁症状的关系研究 [J]. 中国全科医学,2020,23(22):2852–2855, 2862.
Chen JF, Fang MW, Xiao CH, et al. Activities of daily living and depressive symptoms in the Chinese elderly [J]. Chinese General Practice, 2020, 23(22): 2852–2855, 2862.(In Chinese)

[12] Alexopoulos GS. Depression in the elderly [J]. International Clinical Psychopharmacology, 1990, 5(Suppl 3): 1961–1970.

[13] 阮韵晨,陆杰华. 中国老年人失能程度与抑郁程度双向关系的探究——基于 CHARLS 数据的实证分析 [J]. 人口研究,2024,48(2):104–117.
Ruan YC, Lu JH. The reciprocal relationship between physical disability and depressive symptoms among Chinese older adults: an empirical study based on CHARLS data [J]. Population Research, 2024, 48(2): 104–117.(In Chinese)

[14] 刘书莲,张玉晶,赵培文,等. 我国老年人抑郁风险预测模型的构建[J]. 护理研究,2025,39(4):591–597.
Liu SL, Zhang YJ, Zhao PW, et al. Construction of risk prediction model of depression in the elderly in China [J]. Chinese Nursing Research, 2025, 39(4): 591–597.(In Chinese)

[15] 北京大学健康老龄与发展研究中心. 中国老年健康影响因素跟踪调查 (CLHLS)– 追踪数据 (1998–2018) [EB/OL]. [2026–01–30]. https://opendata.pku.edu.cn/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.18170/DVN/WBO7LK.
Peking University Center for Healthy Aging and Development. The Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey (CLHLS) – Tracking data (1998–2018)[EB/OL]. [2026–01–30]. https://opendata.pku.edu.cn/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.18170/DVN/WBO7LK. (In Chinese)

[16] James C, Powell M, Seixas A, et al. Exploring the psychometric properties of the CES–D–10 and its practicality in detecting depressive symptomatology in 27 low– and middle–income countries [J]. International Journal of Psychology : Journal International de Psychologie, 2020, 55(3): 435–445.

[17] Fu HL, Si LL, Guo RX. What is the optimal Cut–Off point of the 10–Item center for epidemiologic studies depression scale for screening depression among Chinese individuals aged 45 and over? an exploration using latent profile analysis[J]. Frontiers in Psychiatry, 2022, 13: 820777.

[18] Cosco TD, Lachance CC, Blodgett JM, et al. Latent structure of the Centre for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES–D) in older adult populations: a systematic review [J]. Aging & Mental Health, 2020, 24(5): 700–704.

[19] Sahbaz S, Montero–Zamora P, Alpysbekova A, et al. Measuring depressive symptoms among Latinos in the US: a psychometric evaluation of the CES–D Boston form [J]. Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology, 2025, 60(3): 607–619.

[20] 杜欣远,方亚,曾雁冰. 生命历程视角下社会经济地位对我国老年人健康状况的影响研究[J]. Journal of Medicine and Society,2023,36(9):19–24, 43.
Du XY, Fang Y, Zeng YB. Study on influence of socioeconomic position on health status of the elderly in China from the perspective of life course [J]. Journal of Medicine and Society, 2023, 36(9): 19–24, 43.(In Chinese)

[21] 耿蕊, 杜本峰. 中国老年人童年逆境与健康结果的关联分析[J]. 中国卫生统计,2022,39(3):376–380.
Geng R, Du BF. Correlation analysis between childhood adversity and health outcomes among elderly people in China [J]. Chinese Journal of Health Statistics, 2022, 39(3): 376–380.(In Chinese)

[22] 王康. 童年不良经历与中老年抑郁症状发展轨迹的关系研究[D]. 西安:西安交通大学,2024.
Wang K. The relationship between adverse childhood experiences and developmental trajectories of depression symptoms in middle–aged and older adults [D]. Xi'an: Xi'an Jiaotong University, 2024.(In Chinese)

[23] Katz S, Ford AB, Moskowitz RW, et al. Studies of illness in the aged. The index of ADL: a standardized measure of biological and psychosocial function [J]. JAMA : the Journal of the American Medical Association, 1963, 185(12): 914–919.

[24] 鲁鑫,金雪,江智霞,等. 基于 Meta 分析构建老年人失能风险预测模型[J]. 全科护理,2023,21(13):1810–1813.
Lu X, Jin X, Jiang ZX, et al. Constructing a risk prediction model for elderly disability based on meta–analysis [J]. Chinese General Practice Nursing, 2023, 21(13): 1810–1813.(In Chinese)

[25] 李滨,葛梦飞. 我国 65 岁及以上老年人失能情况及影响因素研究——基于 2018 CLHLS 数据的分析 [J]. 重庆工商大学学报:社会科学版,2024,41(6):130–141.
Li B, Ge MF. Research on the disability situation and influencing factors of elderly People aged 65 and over in China: analysis based on 2018 CLHLS data [J]. Journal of Chongqing Technology and Business University: Social Sciences Edition, 2024, 41(6): 130–141.(In Chinese)

[26] 姚小桂. 不同程度失能老年人的慢性病患病及就医情况分析[J]. 慢性病学杂志,2024,25(11):1636–1640.
Yao XG. Analysis of chronic diseases and medical treatment among elderly people with different degrees of disability [J]. Chronic Pathematology Journal, 2024, 25(11): 1636–1640.(In Chinese)

[27] 何津,陈祉妍,郭菲,等. 流调中心抑郁量表中文简版的编制[J]. 中华行为医学与脑科学杂志,2013,22(12):1133–1136.
He J, Chen ZY, Guo F, et al. A short Chinese version of center for epidemiologic studies depression scale [J]. Chinese Journal of Behavioral Medicine and Brain Science, 2013, 22 (12): 1133–1136.(In Chinese)

[28] 徐何雁,耿丹丹,王余娜,等. 中国老年人生活习惯与抑郁症状的相关性研究[J]. 重庆医科大学学报,2025,50(1):114–122.
Xu HY, Geng DD, Wang YN, et al. Association between living habits and depressive symptoms among the elderly in China [J]. Journal of

Chongqing Medical University, 2025, 50(1): 114–122.(In Chinese)

[29] 杨晞雅,田侃. 采用 CHARLS 数据研究慢性病共病与抑郁症状并发对中国老年人失能风险的影响 [J]. 现代预防医学,2024,51(23):4266–4271, 4278.
Yang XY, Tian K. The impact of comorbidity of chronic diseases and concurrent depression symptoms on disability risk among older adults in China based on CHARLS data [J]. Modern Preventive Medicine, 2024, 51(23): 4266–4271, 4278.(In Chinese)

[30] 孙薇薇, 石丹妮. 社会支持的影响机制与农村老年心理健康[J]. 社会学评论,2020,8(4):77–87.
Sun WW, Shi DN. The effect mechanism of social support and mental health of rural elderly[J]. Sociological Review of China, 2020, 8(4): 77–87.(In Chinese)

[31] Hu B. Childhood adversity and healthy ageing: a study of the Chinese older population [J]. European Journal of Ageing, 2021, 18 (4): 523–535.

[32] 何江泓,邝博咏,孙晓翠,等. 不同性别中老年人抑郁症状现状及其影响因素分析[J]. 中国慢性病预防与控制,2025,33(7):521–525.
He JH, Kuang BY, Sun XC, et al. Analysis of depression symptoms status and its influencing factors among middle–aged and elderly People with different gender [J]. Chinese Journal of Prevention and Control of Chronic Diseases, 2025, 33(7): 521–525.(In Chinese)

[33] Zhang C, Zhang H, Zhao MH, et al. Psychometric properties and modification of the 15–item geriatric depression scale among Chinese oldest–old and centenarians: a mixed–methods study [J]. BMC Geriatrics, 2022, 22(1): 144.

[34] Shao M, Chen JW, Ma C. Research on the relationship between Chinese elderly health status, social security, and depression [J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2022, 19(12): 7496.

收稿日期:2025–07–20

(上接第 774 页)

Scientific Reports, 2024, 14(1): 2592.

[14] 李佳圆,龙璐,廖加强,等. 华西老年人群健康队列研究总体方案[J]. 现代预防医学,2023,50(6):961–966, 980.
Li JY, Long L, Liao JQ, et al. The protocol for the West China Health and Aging Cohort Study [J]. Modern Preventive Medicine, 2023, 50 (6): 961–966, 980.(In Chinese)

[15] 高小莲,肖明中,陶军秀,等. 非酒精性脂肪性肝病预测模型的特征分析[J]. 中国全科医学,2021,24(30):3888–3892, 3899.
Gao XL, Xiao MZ, Tao JX, et al. Characteristics analysis of predictive models of nonalcoholic fatty liver disease [J]. Chinese General Practice, 2021, 24(30): 3888–3892, 3899.(In Chinese)

[16] Bedogni G, Bellentani S, Miglioli L, et al. The fatty liver index: a simple and accurate predictor of hepatic steatosis in the general population[J]. BMC Gastroenterology, 2006, 6(1): 33.

[17] Li L, Huang Q, Yang LJ, et al. The association between Non–Alcoholic fatty liver disease (NAFLD) and advanced fibrosis with serological vitamin B12 markers: results from the NHANES 1999–2004[J]. Nutrients, 2022, 14(6): 1224.

[18] Huang R, Wang ZY, Chen JZ, et al. Prognostic value of triglyceride glucose (TyG) index in patients with acute decompensated heart failure[J]. Cardiovascular Diabetology, 2022, 21(1): 88.

[19] Liu XH, Shen H, Chen MF, et al. Clinical relevance of vitamins and carotenoids with liver steatosis and fibrosis detected by transient elastography in adults[J]. Front Nutr, 2021, 8: 760985.

[20] Wu MY, Si JY, Liu YH, et al. Association between composite dietary antioxidant index and hypertension: insights from NHANES [J]. Clinical and Experimental Hypertension, 2023, 45(1): 2233712.

[21] Desquilbet L, Mariotti F. Dose–response analyses using restricted cubic spline functions in public health research [J]. Medicine Statistics, 2010, 29(9): 1037–1057.

[22] Espina S, Casas–Deza D, Bernal–Monterde V, et al. Unraveling the association of liver steatosis and fibrosis with vitamin B12: A Cross–Sectional study[J]. Metabolites, 2024, 14(11): 618.

[23] Rocco A, Compare D, Coccoli P, et al. Vitamin B12 supplementation improves rates of sustained viral response in patients chronically infected with hepatitis C virus[J]. Gut, 2013, 62(5): 766–773.

[24] Gupta S, Read SA, Shackel NA, et al. The role of micronutrients in the infection and subsequent response to hepatitis C virus [J]. Cells (Basel, Switzerland), 2019, 8(6): 603.

[25] Boachie J, Adaikalakoteswari A, Gázquez A, et al. Vitamin B12 induces hepatic fatty infiltration through altered fatty acid metabolism [J]. Cellular Physiology and Biochemistry, 2021, 55(3): 241–255.

[26] Bertol FS, Araujo B, Jorge BB, et al. Role of micronutrients in staging of nonalcoholic fatty liver disease: A retrospective cross–sectional study [J]. World Journal of Gastrointestinal Surgery, 2020, 12(6): 269–276.

[27] Ermens AAM, Vlasveld LT, Lindemans J. Significance of elevated cobalamin (vitamin B12) levels in blood [J]. Clinical Biochemistry, 2003, 36(8): 585–590.

收稿日期:2025–09–10