

基于线性混合效应模型双惩罚变量选择研究老年人抑郁影响因素*

罗川钦^{1,2} 杨宜平^{1,2,△}

【摘要】目的 应用线性混合效应模型双惩罚变量选择对老年人抑郁量表得分(GDS)进行分析,旨在研究老年人抑郁的主要影响因素。**方法** 数据来源于美国国家阿尔茨海默协作中心,筛选 2018—2023 年期间连续随访 5 次以上的 165 人的 830 次随访结果。首先构建线性混合效应模型,然后采用双惩罚变量选择方法同时对固定效应和随机效应进行变量选择,利用坐标下降算法寻找最小的 BIC、AIC、EBIC、BICC 值,从而找到惩罚参数的最佳组合。**结果** 惩罚参数的最佳组合为 $\lambda_{1n}=0.07, \lambda_{2n}=0.03$ 。模型选择出固定效应:自理能力、静息心率、记忆力损伤,估计值分别为 0.0574、0.0121、1.6232;性别、生活状况、烟龄、嗜酒等具有随机效应。**结论** 研究结果表明受试者自理能力、静息心率、记忆力损伤与老年抑郁呈正相关,其中记忆力损伤对老年抑郁的影响最大。此外,老年抑郁影响因素存在个体差异性,个体差异性最大的因素是身高和视力损伤。最后针对变量选择结果本文给出了应对和预防老年抑郁的相关建议。

【关键词】 线性混合效应模型 双惩罚 纵向数据 老年抑郁

【中图分类号】 O212.7 **【文献标识码】** A **DOI** 10.11783/j.issn.1002-3674.2024.05.019

随着全球人口老龄化趋势的加剧,老年人的心理健康问题逐渐引起了社会的广泛关注。抑郁症作为一种常见的心理障碍,对老年人的生活质量和身心健康产生严重影响。根据世界卫生组织的数据,全球约有 7% 的老年人患有不同程度的抑郁,而在发展中国家这一比例更高。抑郁症不仅影响患者的心理健康,还会加重慢性病的病程,增加自杀风险,降低生活质量,给家庭和社会带来沉重负担。老年抑郁症的研究始于 20 世纪 70 年代,近年来 Namekawa 等^[1]通过流行病学研究,发现老年抑郁症可能会增加患阿尔茨海默病的风险,并且老年抑郁症在发病年龄方面存在严重的异质性;Bhamani 等^[2]针对巴基斯坦老年人抑郁症研究,结果表明没有与配偶生活在一起的老年人比与配偶生活的老年人抑郁风险高 60%;宋艳龙等^[3]对 3 次随访的老年认知功能与抑郁进行多水平建模,发现老年人认知功能下降会加剧老年抑郁。

随着研究的深入,学者们逐渐认识到老年抑郁症具有一定的特殊性,如发病率、病程及症状等方面存在着明显差异,老年抑郁症的影响因素也较为复杂。李甲森和马云军^[4]运用二分类 logistic 模型、多元线性回归模型发现老年抑郁与文化程度较低、慢性病数目多等因素有关;宋秋月等^[5]建立了线性混合效应模型,探讨了低文化水平、低自理能力、低认知状态、离婚是导致老年抑郁的主要影响因素;Ying 等^[6]分析爱尔兰老龄化数据,研究血压

与焦虑和抑郁得分之间的关系,并且考虑了相关的混合因素,结果表明收缩压与抑郁评分呈负相关,与年龄、体重、婚姻状况、教育水平和男性抗高血压药物使用等因素无关。

上述的研究大多都从流行病学或经典的统计理论模型出发,采用相关性分析、中介效应、二分类 logistic 模型和多元线性回归等传统方法对老年抑郁影响因素进行分析,很少有学者讨论影响因素与患者个体差异同时对老年抑郁的影响,因此我们采用基于线性混合效应模型双惩罚变量选择探寻老年抑郁症的影响因素。该方法的优势在于可以同时固定效应和随机效应进行选择,既讨论老年抑郁的主要影响因素,又探寻哪些个体差异因素会对老年人抑郁产生影响。

原理与方法

本文针对老年人抑郁影响因素建立如下线性混合效应模型:

$$Y_{ij} = X_{ij}^T \beta + Z_{ij}^T b_i + \varepsilon_{ij}, i = 1, \dots, n, j = 1, \dots, m_i \quad (1)$$

其中 $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_{p_n})^T$ 是 p_n 维固定效应系数, $b_i = (b_{i1}, \dots, b_{i_{q_n}})^T$ 是第 i 个受试者的 q_n 维随机效应系数,且 $b_i \sim N(0, \sigma^2 D)$ 。模型误差 $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \dots, \varepsilon_{i_{m_i}})^T$, ε_i 相互独立且满足 $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2 I_{m_i})$ 。Yang^[7]提出线性混合效应模型的双惩罚变量选择,用矩阵表示 $Y_i = (Y_{i1}, \dots, Y_{i_{m_i}})^T$, $X_i = (X_{i1}, \dots, X_{i_{m_i}})^T$, $Z_i = (Z_{i1}, \dots, Z_{i_{m_i}})^T$, 将模型(1)转换为:

$$Y_i = X_i \beta + Z_i b_i + \varepsilon_i$$

对于以上模型 $Y_i \sim N(X_i \beta, \sigma^2 V_i)$, 其中 $V_i = Z_i D Z_i^T + I_{m_i}$ 。对数似然函数为:

$$\log L(\beta, D, \sigma^2) = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \log |\sigma^2 V_i| -$$

* 基金项目:国家社会科学基金项目(18BTJ035);重庆市自然科学基金(cstc2021jcyj-msxmX0079; cstc2020jcyj-msxmX0006);重庆市研究生科研创新项目(CYS240564)

1. 重庆工商大学数学与统计学院(400067)

2. 统计智能计算与监测重庆市重点实验室

△通信作者:杨宜平, E-mail: yeepingyang@foxmail.com

$$\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (Y_i - X_i\beta)^T V_i^{-1} (Y_i - X_i\beta)$$

通过求得该对数似然函数的极大值得到 $\theta = (\beta, D, \sigma^2)$ 的极大似然估计,为了简化计算,把 σ^2 写成 β 和 D 的函数,即:

$$\hat{\sigma}_{MLE}(\beta, D) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n (Y_i - X_i\beta)^T V_i^{-1} (Y_i - X_i\beta) \quad (2)$$

其中 $N = \sum_{i=1}^n m_i$, 将(2)代入对数似然函数中,可以得到 β 和 D 的 profile 对数似然函数:

$$p_F(\beta, D) = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \log |V_i| - \frac{N}{2} \log \left\{ \sum_{i=1}^n (Y_i - X_i\beta)^T V_i^{-1} (Y_i - X_i\beta) \right\}$$

将该 profile 对数似然函数最大化,并对 β 和 D 进行惩罚,就可以用来选择固定效应和随机效应。

1. 基于双惩罚的变量选择

通过同时对 β 和 D 进行惩罚,可以实现固定效应和随机效应的选择。如果 β_j 被估计为零,则将相应的固定效应从模型中去除。对于随机效应的估计和选择,可以对 D 采用 Cholesky 分解,使得 $D = LL^T$, 其中 L 是一个下三角矩阵。这样的分解可以将有约束的优化问题转换为无约束的优化问题,并且确保 D 的估计是正定的。根据 Li 等^[8] 给出了如下引理说明 L 和 D 的稀疏性之间的对应关系。

$L = (L_1, \dots, L_{q_n})^T$, 其中 L_k 表示 L 的第 k 列,对于任意给定的 $k, L_k = 0$ 表示对于所有的 j , 都有 $D_{kk} = D_{kj} = D_{jk} = 0$ 。

这表明,如果 $L_k = 0$, 则第 k 个随机效应的方差以及它与所有其他随机效应的相关性均为 0, 那么这种随机效应就可以从模型中去除。由此,对于每个 k 都使用向量 L_k 进行惩罚,就可以实现整组变量的选择。

为了实现同时惩罚,在 profile 对数似然函数中同时对固定效应和随机效应进行惩罚,得到以下惩罚函数:

$$Q_n(\beta, L) = -p_F(\beta, L) + \sum_{j=1}^{p_n} P_{\lambda_{1n}}(|\beta_j|) + \sum_{k=1}^{q_n} P_{\lambda_{2n}}(\|L_k\|) \quad (3)$$

其中 $P_{\lambda_{1n}}(|\beta_j|)$ 和 $P_{\lambda_{2n}}(\|L_k\|)$ 是依赖于非负惩罚参数 λ_{1n} 和 λ_{2n} 的非凹惩罚函数。 $\sum_{j=1}^{p_n} P_{\lambda_{1n}}(|\beta_j|)$ 用于调节固定效应 β 的稀疏性, $\sum_{k=1}^{q_n} P_{\lambda_{2n}}(\|L_k\|)$ 用于调节 L 的稀疏性,以此来调节 D 的稀疏性。

对于固定效应的惩罚,从 $k = 1$ 开始,保持 $k = 0$ 的随机截距不受惩罚。Tibshirani^[9] 提出的 LASSO 凸惩罚函数会产生估计偏差,因此,我们采用 Fan 和 Li^[10]

提出的非凹惩罚函数 SCAD 进行更加灵活的变量选择。对于随机效应的惩罚,采用 Wang 等^[11] 提出的 Group SCAD, 该方法具有理想的 oracle 性质。

2. 惩罚参数的选择

β 和 L 的估计和选取分别由惩罚参数 λ_{1n} 和 λ_{2n} 决定。最常用的变量选择标准是贝叶斯信息准则(BIC):

$$BIC = 2p_F(\beta, L) + d \log N$$

其中 d 是模型中选择的参数总数。另外还有赤池信息准则(AIC):

$$AIC = 2p_F(\beta, L) + 2d$$

Wang 等^[12] 利用随机效应协方差矩阵的维数对模型进行修正的 BICC:

$$BICC = 2p_F(\beta, L) + \max\{1, \log \log(p_n + q_n^2)\} d \log N$$

Chen^[13] 还提出了类似的 EBIC:

$$EBIC = 2p_F(\beta, L) + [\log(n) + 2 \log(p_n + q_n^2)] d$$

利用坐标下降算法寻找最小化 BIC、AIC、EBIC、BICC 的值,从而就可以找到最佳模型中惩罚参数 $(\lambda_{1n}, \lambda_{2n})$ 的最优组合。

实证研究

1. 数据来源及指标选取

老年抑郁影响因素的研究数据来源于美国国家阿尔茨海默氏症协调中心^[14], 该数据是 2005 年至 2023 年期间 39 所老年疾病研究机构随访调查的纵向数据。我们从 2018—2023 年期间调查的 1217 人中筛选出连续随访 5 次的 160 人和连续随访 6 次的 5 人。通过数据的预处理,最终的数据包含来自 165 名受试者的 830 次随访结果,以此作为研究的数据集。

表 1、表 2 给出了数据的分布特征,对于连续变量,若服从正态分布 ($P > 0.05$) 报告均值和标准差,若非正态 ($P < 0.05$) 则报告中位数和四分位数间距。对于分类变量,受试者随着时间的推移生活状况、身体状况会发生变化,导致每次调查的数据都不同,所以每次随访登记为 1 例,例如性别中男性 322 例来自连续随访 5 次的 62 人和连续随访 6 次的 2 人。

老年人抑郁影响因素的响应变量 $Y_i = (Y_{i1}, \dots, Y_{im_i})^T$ 是老年抑郁量表得分 GDS, 该变量是协作研究中心医师根据老年人抑郁量表对受试者做出的综合判断, GDS 分数在 0~15 之间,得分越高表示抑郁症状越严重。影响因素的协变量见表 1、表 2, 其中固定效应 $X_i = (X_{i1}, \dots, X_{im_i})^T$ 和随机效应 $Z_i = (Z_{i1}, \dots, Z_{im_i})^T$ 均由表 1 和表 2 的 18 个变量构成。老年人抑郁影响因素的线性混合效应模型就可以表示为:

$$Y_i = X_i\beta + Z_i b_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

表 1 老年人抑郁连续变量

连续变量	正态性检验 P 值	均值 (标准差)	中位数 (P75-P25)	连续变量	正态性检验 P 值	均值 (标准差)	中位数 (P75-P25)
年龄(岁)	0.0395	—	77(10)	体重(kg)	0.0041	—	74.84(22.23)
受教育年限(年)	0.9611	16.67(±2.8)	—	血压(收缩压 mmHg)	0.0778	136.70(±18.99)	—
烟龄(年)	<0.001	—	0(0)	静息心率(脉搏 bmp)	0.1763	68.46(±11.05)	—
身高(cm)	0.0507	166.42(±9.93)	—	老年抑郁(GDS 得分)	0.9185	1.94(±2.28)	—

表 2 老年人抑郁分类变量

分类变量	例数	构成比(%)	分类变量	例数	构成比(%)
性别			自理能力		
男	322	38.80	完全能够自理	740	89.16
女	508	61.20	复杂活动需要帮助	67	8.07
种族			简单活动需要帮助	16	1.93
白种人	690	81.93	完全不能自理	7	0.84
黑种人	95	11.45	住所类型		
黄种人	55	6.63	私人住宅	803	96.75
婚姻状况			退休社区	20	2.41
已婚	530	63.86	寄宿	7	0.84
丧偶	148	17.83	疗养院、医院	0	0.00
离异	111	13.37	记忆力损伤		
异地	5	0.60	无损伤	572	68.92
未婚	34	4.10	可疑损伤	199	23.98
以伴侣的身份生活	2	0.24	轻度损伤	57	6.87
生活状况			中度损伤	2	0.24
独自生活	252	30.36	重度损伤	0	0.00
与配偶或伴侣同住	518	62.41	嗜酒		
与亲戚、朋友同住	28	3.37	是	55	6.63
与看护者同住	32	3.86	否	775	93.37
			视力损伤		
			是	305	36.75
			否	525	63.25
			听力损伤		
			是	636	76.63
			否	194	23.37

通过构建模型(4)旨在研究年龄、性别、种族、受教育年限、身高、体重、血压、静息心率等 18 个变量对老年抑郁的影响程度,同时对随机效应进行选择,探寻哪些因素对老年抑郁存在个体差异性。

2. 双惩罚变量选择结果分析

为了更好的说明,我们提取并绘制了不同种族的 GDS 得分的纵向折线见下图 1。

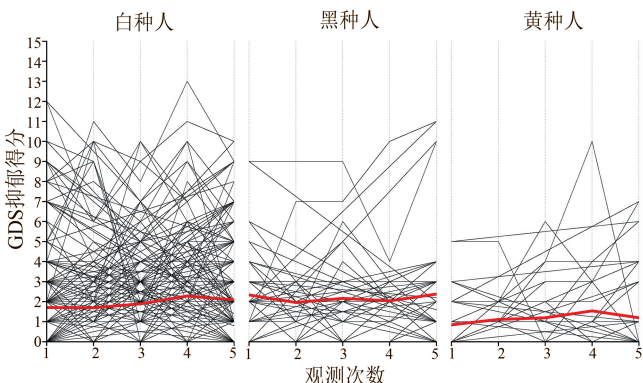


图 1 GDS 抑郁得分的纵向折线(细线)和平均折线(粗线)

纵向折线图显示,不同种族的 GDS 抑郁得分随时间的平均变化是相似的,进一步我们研究是否有其他因素对 GDS 得分有影响。我们使用表 1 和表 2 中的 18 个变量作为候选协变量代入模型(4)中,对 GDS 得分拟合线性混合效应模型。

惩罚参数的选取对于模型的构建和最终变量的选择非常关键,我们遵循上一节惩罚参数的选取规则,使用 R 包 splmm 中的函数 splmm.tuning 搜索二维网格中最小的 BIC、AIC、EBIC、BICC 值。通过图 2 展示了搜索 BIC、AIC、BICC、EBIC 最小值下降过程中惩罚参数($\lambda_{1n}, \lambda_{2n}$)的变化。通过图 3 展示了当固定 $\lambda_{2n} = 0.03$ 时 BIC、AIC、BICC、EBIC 与 λ_{1n} 的关系图,以此寻找 λ_{1n} 的最优值。

结合图 2 和图 3,通过寻找模型最小的 BIC、AIC、EBIC、BICC 我们确定了($\lambda_{1n}, \lambda_{2n}$)的最优组合为: $\lambda_{1n} = 0.07, \lambda_{2n} = 0.03$ 。最后使用 splmm 包中的 fit 函数拟合模型(4),模型结果显示:识别的最佳模型包含 3 个固定效应(不包括截距)和 9 个随机效应(不包括截

距)。模型结果见表 3,最终的变量选择和估计结果见表 3、表 4。

和 0.3951,表明这两个因素对不同受试者影响差异最大。

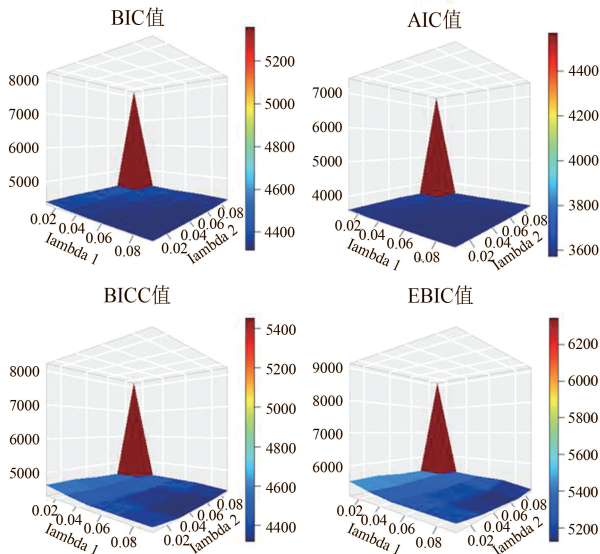


图 2 BIC、AIC、BICC、EBIC 值与 λ_{1n} 和 λ_{2n} 值的 3D 图

表 3 固定效应选择结果

固定效应	估计值
截距项	0.6710
记忆力损伤	1.6232
静息心率	0.0121
自理能力	0.0574

表 4 随机效应选择结果

随机效应	方差	标准差
截距项	0.2022	0.4496
性别	0.2022	0.4496
生活状况	0.2023	0.4498
烟龄	0.2022	0.4496
嗜酒	0.2022	0.4496
身高	0.3775	0.6144
体重	0.0133	0.1151
血压	0.2229	0.4721
视力损伤	0.3951	0.6286
听力损伤	0.2684	0.5181

讨论

本文以 2018—2023 年期间 165 名受试者 830 次随访结果的老年人抑郁数据为基础,采用线性混合效应模型双惩罚变量选择,研究老年抑郁的主要影响因素以及探寻对老年抑郁存在个体差异的因素。研究结果表明自理能力低、静息心率高、记忆力损伤与老年抑郁存在正相关,并且记忆力损伤对老年抑郁影响最大。其中,记忆力损伤和自理能力下降可能与身体机能老化、神经受损有关,这些因素会导致老年人感到无助和沮丧,增加抑郁症状的发生风险。心理和生理压力可能会导致静息心率升高,增加老年抑郁的风险。在随机效应方面,性别、生活状况、烟龄、嗜酒、身高、体重、血压、视力损伤、听力损伤等因素对老年抑郁存在个体差异,其中视力损伤和身高波动最为明显,即视力损伤和身高对老年抑郁的影响个体差异最大。

目前关于老年抑郁的研究大多使用传统的统计模型进行研究,不能对影响因素的随机效应进行讨论。而本文创新性的使用了双惩罚变量选择模型,不仅发现了老年抑郁的主要影响因素,还讨论了老年抑郁具有个体差异的因素,结论具有参考意义。结合本文研究结果,针对固定效应的记忆力损伤、静息心率、自理能力;随机效应的烟龄、嗜酒、身高、体重、血压等生活饮食方面;性别、生活状况、视力损伤、听力损伤等身体健康方面,我们作出以下针对性建议来预防和应对老年抑郁。

(1)记忆力损伤、心率高、自理能力低对老年抑郁

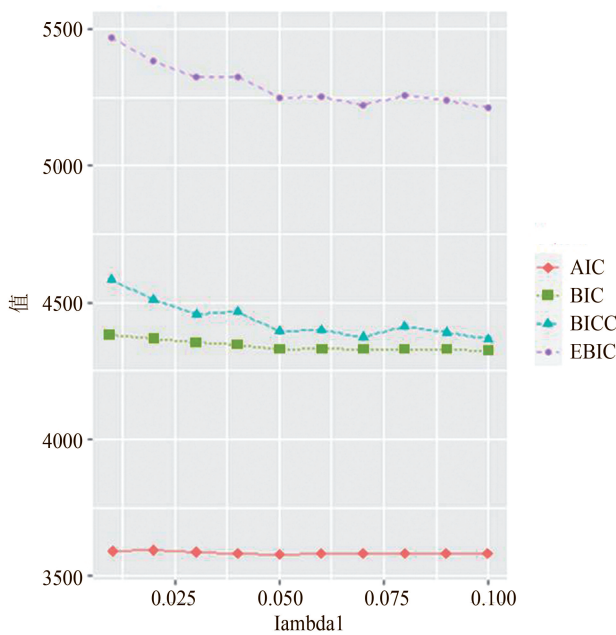


图 3 $\lambda_{2n} = 0.03$ 时 BIC、AIC、BICC、EBIC 与 λ_{1n} 的关系图

从表 3 和表 4 结果可以看出,在固定效应中,自理能力低下、静息心率高、记忆力损伤严重被认为与老年抑郁呈正相关,并且记忆力损伤与老年抑郁相关性最强,其估计系数达到了 1.6232。这与许明璐等^[15]的结论一致,即老年人的抑郁情绪较多来源于身体健康问题。随机效应的选择表明性别、生活状况、烟龄、嗜酒、身高、体重、血压、视力损伤、听力损伤等因素存在异质性,这意味着老年抑郁除了与自理能力、静息心率、记忆力损伤有关,受试者的特异性和个体差异性影响也是显著的。例如,在其他协变量固定的条件下性别、生活状况等因素对老年抑郁的影响在不同的受试者中影响程度是不同的。身高和视力损伤的方差为 0.3775

呈正相关,许艺惠等^[16]研究发现运动干预对老年人记忆力下降等认知功能减退具有临床治疗效果。因此,老年人可以选择适合自己的运动方式,如快步走、八段锦、太极拳等。母海艳等^[17]发现快步走对阿尔茨海默病患者睡眠障碍有积极的治疗效果;八段锦起源于北宋被认为有“祛病健身”的功效,李淑珍^[18]的研究指出八段锦运动对轻度认知障碍老年人的整体认知功能及记忆力具有改善作用;太极拳属于中小强度有氧运动,杨慧馨^[19]的研究表明太极拳对于老年人的心率、摄氧量达到稳定状态效果较好。

(2)生活饮食方面,肥胖、血压高、烟龄长、嗜酒与老年抑郁有相关性。任蒋磊^[20]发现禽畜肉类是老年抑郁的危险因素,蔬菜、水果、食物多样性是老年抑郁的保护因素;裴青燕^[22]发现饮酒和吸烟对老年人抑郁有影响。饮食和生活习惯会影响老人的体重、血压,因此老年人饮食应当避免过多的肉类,增加摄入蔬果和水果等有益于身体健康的食物,同时需要戒烟戒酒。

(3)身体健康方面,性别、生活状况、视力损伤、听力损伤对老年抑郁也有影响。邢荔函^[21]等研究发现老年人中女性抑郁风险是男性的 1.865 倍,残疾人抑郁风险是正常人口的 2.173 倍,许明璐等^[15]也得出了相同的结论:老年人的抑郁情绪较多来源于身体健康问题。因此,家人要及时关注老年人的生活和健康状况,与家中老人保持良好沟通,帮助老年人排解负面情绪,特别是有女性老人或残疾老人的家庭需要特别注意这一方面。同时,邢荔函等^[22]指出进行社交活动、生活满意度高为老年抑郁的保护因素,所以,家人可以鼓励老人参加社交活动、志愿者活动等,增加老年人的社交网络和活动范围。

参 考 文 献

- [1] Namekawa Y, Baba H, Maeshima H, et al. Heterogeneity of elderly depression: Increased risk of Alzheimer's disease and A β protein metabolism [J]. *Progress in Neuropsychopharmacology & Biological Psychiatry*, 2013, 43:203-208.
- [2] Bhamani MA, Karim MS, Khan MM. Depression in the elderly in Karachi, Pakistan: a cross sectional study [J]. *BMC Psychiatry*, 2013, 13(1):181.
- [3] 宋艳龙,宋平平,王晓成,等.老年人认知功能与抑郁关系纵向研究多水平模型[J].*中国卫生统计*,2014,31(1):27-30.
- [4] 李甲森,马文军.中国中老年人抑郁症状现状及影响因素分析[J].*中国公共卫生*,2017,33(2):177-181.
- [5] 宋秋月,易东,伍亚舟.基于纵向数据线性混合效应模型的老年人抑郁影响因素研[J].*第三军医大学学报*,2019,41(4):384-387.
- [6] Ying HA, Ys A, Ying JB, et al. Sex differences in the associations between blood pressure and anxiety and depression scores in a middle-aged and elderly population[J]. *Journal of Affective Disorders*, 2020, 274:118-125.
- [7] Yang LY. *Model-Based Clustering of Longitudinal Data in High Dimensions*[D].Rochester:Rochester University, 2019.
- [8] Li Y, Wang S, Song XK, et al. Doubly regularized estimation and selection in linear mixed-effects models for high dimensional longitudinal data[J]. *Statistics and its interface*, 2018, 11(4):721-737.
- [9] Tibshirani R. Regression shrinkage and selection via the lasso[J]. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 1996, 58(1):267-288.
- [10] Fan JQ, Li RZ. Variable Selection via Nonconcave Penalized Likelihood and its Oracle Properties[J]. *Publications of the American Statistical Association*, 2001, 96(456):1348-1360.
- [11] Wang LF, Chen G, Li HZ. Group SCAD regression analysis for microarray time course gene expression data[J]. *Bioinformatics*, 2007 12(23):1486-1494.
- [12] Wang H, Leng LC. Shrinkage tuning parameter selection with a diverging number of parameters[J]. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B(Statistical Methodology)*, 2009, 71(3):671-683.
- [13] Chen J. Extended Bayesian information criteria for model selection with large model spaces[J]. *Biometrika*, 2008, 95(3):759-771.
- [14] National Alzheimer's Coordinating Center[EB/OL]. <https://naccdata.org/>.
- [15] 许明璐,徐旺来,张彦,等.我国老年人慢性病和抑郁关系研究[J].*中国卫生统计*,2020,37(6):929-931.
- [16] 许艺惠,黄守清,尹莲花.运动干预对老年人认知功能减退的临床治疗效果[J].*临床合理用药杂志*,2016,9(26):121-122.
- [17] 母海艳,吕继辉,郝智慧,等.快步走改善阿尔茨海默病患者睡眠障碍的疗效观察[J].*中华老年多器官疾病杂志*,2018,17(2):120-123.
- [18] 李淑珍.八段锦运动对轻度认知障碍老年人整体认知功能及记忆力的影响[D].福州:福建中医药大学,2016.
- [19] 杨慧馨.中老年人太极拳健身运动处方研究[D].上海:上海体育学院,2011.
- [20] 任蒋磊.老年抑郁的膳食相关因素研究[D].南京:南京医科大学,2021.
- [21] 裴青燕.中国老年人抑郁症状及影响因素分析[D].郑州:郑州大学,2019.
- [22] 邢荔函,杜立琛,牛越,等.老年抑郁患病危险因素研究[J].*中国卫生统计*,2019,36(6):866-869.

(责任编辑:郭海强)