

临床研究

DOI: 10.13406/j.cnki.cyxh.002902

大学生昼夜节律类型与抑郁情绪相关性的纵向研究

吕秋玥¹, 汤万杰², 王 强¹, 邓 伟¹, 郭万军¹, 李 涛¹

(1. 四川大学华西医院心理卫生中心及精神医学研究室, 成都 610041; 2. 四川大学心理健康教育中心, 成都 610065)

【摘要】目的:探索大学生昼夜节律类型稳定性及其与大学生抑郁情绪及纵向变化的相关性。**方法:**分别于 2018 至 2020 年秋季学期的 9~11 月, 通过网络发放调查问卷, 评定本科新生的昼夜节律类型、抑郁情绪、睡眠质量情况、躯体症状及生活事件压力, 并对其进行连续 2 年的随访及重复测评。构建 logistic 回归模型分析基线测评中抑郁情绪的独立相关因素及不同昼夜节律的影响; 构建混合效应模型分析大学生昼夜节律类型的稳定性、抑郁情绪的纵向变化规律及抑郁情绪变化的影响因素。**结果:**基线测评中大学生抑郁情绪检出率为 24.2%, 夜晚型昼夜节律类型的大学生最多, 占 52.1%(4 301/8 244); 中间型次之, 为 45.0%(3 708/8 244); 清晨型最少, 仅 2.9%(235/8 244); 二元 logistic 回归分析提示, 夜晚型昼夜节律类型者($OR=1.526$)、睡眠质量更差者($OR=1.540$)、躯体症状更严重者($OR=1.115$)、生活事件压力更大者($OR=1.046$)更易有抑郁情绪。混合效应模型对随访数据的分析结果提示, 虽然清晨型-夜晚型问卷得分以平均每年 1.948 分的趋势下降, 昼夜节律类型仍是一种较为稳定的个体特征; 而抑郁情绪的标准得分以平均每年 0.104 分的趋势上涨, 第二水平模型固定效应部分的分析结果提示, 基线水平的夜晚型昼夜节律($\beta_{01}=0.028$)、睡眠质量($\beta_{02}=0.052$)、躯体症状($\beta_{03}=0.017$)、生活事件压力($\beta_{04}=0.007$)对抑郁情绪标准得分的增加有正向预测作用; 且睡眠质量更差者($\beta_{12}=-0.012$)、生活事件压力更大者($\beta_{14}=-0.002$)抑郁情绪标准得分增加速率更快。**结论:**尽管昼夜节律类型是较为稳定的个体特质, 但在大学生中仍会随着时间发生变化, 且夜晚型昼夜节律是抑郁情绪产生及增加的重要预测因子之一, 提示大学生的昼夜节律类型是大学生心理健康教育及危机干预中值得关注的一大因素。

【关键词】大学生; 昼夜节律类型; 抑郁; 睡眠**【中图分类号】**R749.4**【文献标志码】**A**【收稿日期】**2021-09-01

A longitudinal study on the correlation between circadian rhythm and depression in college students

Lü Qiuyue¹, Tang Wanjie², Wang Qiang¹, Deng Wei¹, Guo Wanjuan¹, Li Tao¹

(1. Mental Health Center and Psychiatric Laboratory, West China Hospital, Sichuan University;

2. Psychological Health and Educational Center of Sichuan University)

【Abstract】Objective: To explore the stability of circadian rhythm and its correlation with depression and the longitudinal effects in college students. **Methods:** From September to November, 2018 to 2020, an online questionnaire was issued to assess the circadian rhythm, depression, sleep quality, physical symptoms and life event stress of the freshmen, and they were followed and repeatedly evaluated for two years. Logistic regression model was established to analyze the independent correlation factors of depression in baseline assessment. Mixed effect model was established to analyze the stability of circadian rhythm, longitudinal change of depression and the influencing factors of depression. **Results:** The detection rate of depression was 24.2%, 52.1%(4 301/8 244) of college students were eveningness, 45.0%(3 708/8 244) were intermedia circadian rhythm, and 2.9%(235/8 244) were morningness. Binary Logistic regression analysis suggested that eveningness($OR=1.526$), worse sleep quality($OR=1.540$), more serious physical symptoms($OR=1.115$), and more stressful life events($OR=1.046$) were more likely to have depression mood. The results of mixed effect model suggest that circadian rhythm was still a stable individual characteristic, although the score of morningness-eveningness questionnaire decreases by 1.948 points per year on average. While the standard score for depression increased by an average of 0.104 points per year, analysis of the fixed effects of the model suggested that baseline eveningness($\beta_{01}=0.028$), sleep quality($\beta_{02}=0.052$), physical symptoms($\beta_{03}=0.017$), and life event stress($\beta_{04}=0.007$) positively predicted the increase of standard depression scores. Moreover, students with poorer sleep quality($\beta_{12}=-0.012$) and more stressful life events($\beta_{14}=-0.002$) had a faster increase rate of standard depression score.

Conclusion: Although the circadian rhythm is a stable individual characteristic, it will change over time in the college students, and eveningness is one of the important predictors of depression, prompting that circadian rhythm is a crisis intervention for college students' mental health.

【Key words】college students; circadian rhythm; depression; sleep

作者介绍: 吕秋玥, Email: lvqiuyue913@163.com,

研究方向: 社会精神病学。

通信作者: 李 涛, Email: xuntao26@hotmail.com。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(编号: 81630030, 81920108018)。

优先出版: <https://kns.cnki.net/kcms/detail/50.1046.R.20211014.1150.002.html>

(2021-10-14)

昼夜节律类型代表个体 24 h 内睡眠-觉醒-活动时间的特定倾向性^[1],昼夜节律类型在人群中一般趋向于正态分布^[2]:约 20%的个体倾向于清晨型(早睡早起),60%的个体为中间型(时间倾向性有一定灵活性),20%的个体倾向于夜晚型(晚睡晚起)。既往大量横断面研究关注到昼夜节律类型与精神病理学的相关性,并对夜晚型是抑郁情绪的危险因素有着广泛共识^[1]。同样的,这样的相关性也在青少年及大学生群体中被观察到^[3-4]。Randler C^[5]的研究也发现清晨型是抑郁情绪的保护因素并肯定了早睡早起对心理健康的积极作用。然而,纵向研究对昼夜节律类型和抑郁情绪的相关性仍有争议。例如,Druiven S 等^[6]在抑郁障碍患者中进行纵向研究发现,在 2 年的随访过程中,主观测评的夜晚型昼夜节律并不能预测抑郁障碍患者疾病病程的进展,同样来自其团队长达 7 年的随访研究发现,尽管昼夜节律在随访中呈现稳定的特质并仅有轻微变化,抑郁症状严重程度的下降与昼夜节律类型的提前相关^[7];而 Van Den Berg JF 等^[8]在大学生中开展的前瞻性研究结果提示,基线时的夜晚型昼夜节律是随访时抑郁情绪增加的预测因子,并且仅睡眠质量差中介了这一预测作用。综上所述,仍然缺乏大样本的、纵向随访的研究证据来说明昼夜节律类型对抑郁情绪纵向变化的影响。因此,本研究采用电子问卷调查的方式,对西南某综合性大学中本科新生的抑郁情绪及昼夜节律类型的检出情况进行调查,并探索大学生昼夜节律类型稳定性及其与大学生抑郁情绪及纵向变化的相关性,为促进大学生心理健康提供更多理论依据。

1 对象和方法

1.1 研究对象

本研究分别于 2018 至 2020 年秋季学期的 9~11 月,通过网络发放在线调查问卷,邀请西南某综合性大学 2018 年入学的本科新生参与调查并对其进行了连续 2 年的重复测评随访。在不同测评时间点,依据向每位参与调查者发放的唯一 ID 进行唯一匹配并避免重复填写。受邀请参与测评的大学生根据参与意愿知情同意后,在经过统一培训的心理咨询师及辅导员的指导说明下完成在线自评问卷并能及时获得测评报告。完成测评后平台后台自动生成记录并汇总为数据库。

1.2 研究方法

1.2.1 纳入排除标准

知情同意书。在校新生填写测评问卷的时间在 2 个月之内;对于患有严重躯体疾病(定义为慢性心、脑血管疾病、糖尿病、高血压、神经科疾病、传染病及癌症等)及既往被明确诊断患有精神疾病的个体则考虑排除。同时对填写质量进行控制,信息不完整、填写时间少于 10 min、填写内容明显前后矛盾的将被判断为无效数据排除。

1.2.2 设计路线 在基线测评(2018 年,第 1 次测评)中,向符合纳入标准的 9 496 名本科一年级新生发放测评邀请链接,共计 8 722 名大学生知情同意并参与测评,按照排除标准的排除及数据质量控制后共收集 8 244 份有效问卷,有效应答率为 86.82%;其中有 3 007 名参与了第 1 年的随访,有 1 354 名大学生连续参与 2 年的随访。

本研究通过了四川大学华西医院医学伦理委员会伦理批准,伦理批件编号:NO.2016-171。

1.3 调查工具

1.3.1 一般人口学信息 本研究收集的与社会人口学有关资料包括性别、年龄、民族、有无三代以内精神疾病家族史等。将年龄分为 3 组:≤17 岁组、18 岁组、≥19 岁组^[9]。

1.3.2 抑郁情绪的评定 本研究采用 9 项患者健康问卷(the 9-item patient health questionnaire,PHQ-9)评定抑郁情绪。询问受试者既往 2 周的抑郁情绪体验,反应得分从 0 分(完全没有)到 3 分(几乎每天),得分范围从 0 分到 27 分^[10-11]。本研究将量表总得分≥10 分作为分界点定义是否有临床意义的抑郁情绪^[12]。

1.3.3 昼夜节律类型的评定 采用清晨型-夜晚型问卷(morningness-eveningness questionnaire,MEQ)评定昼夜节律类型的偏好性。MEQ 量表由 Horne JA 和 Ostberg O^[13]于 1976 年编制,2006 年张斌等^[14]成功完成中文引进工作并在我国内应用多年^[15]。19 项的 MEQ 量表询问受试者大部分时间里每天睡眠-觉醒的自然倾向及日常活动的最佳表现倾向性,量表的总分范围为 16~86 分,得分越高越倾向于清晨型。Horne 按照睡眠-觉醒习惯或活动的自然倾向得分分布将患者分成绝对清晨型、轻度清晨型、中间型、轻度夜晚型及绝对夜晚型^[16]。本研究为方便统一讨论将轻度清晨型与绝对清晨型合并为清晨型,相应地将轻度夜晚型与绝对夜晚型合并为夜晚型进行分析^[9]。

1.3.4 睡眠质量情况的评定 采用匹兹堡睡眠质量指数量表(Pittsburgh sleep quality index,PSQI)^[17]评定大学生最近 1 个月的主观睡眠情况。PSQI 量表已在国内、外睡眠障碍的筛查中被广泛应用,其中文版在我国也拥有良好的信效度^[18]。PSQI 量表由 17 个条目 7 个因子(主观睡眠质量、入睡时间、睡眠效率、睡眠持续性、睡眠障碍、睡眠药物的使用及日间功能障碍)组成。在本研究中,PSQI 量表得分≥8 分被认为存在睡眠质量问题^[9]。

1.3.5 躯体症状的评定 本研究采用 15 项患者健康问卷^[19](the 15-item patient health questionnaire,PHQ-15)询问参与者过去一个月受躯体症状困扰的程度,反应得分从 0 分(没有

困扰)到 2 分(较多困扰),得分范围从 0 分到 30 分^[20]。本研究参考既往研究,将量表总得分 ≥ 10 分作为分界点定义有无有临床意义的躯体症状^[21]。

1.3.6 生活事件压力的评定 本研究采用青少年生活事件量表(adolescent self-rating life events check list, ASLEC)评定大学生生活事件发生频率和压力强度^[22]。27 项条目的 ASLEC 量表由 6 个因子(人际关系因子、学习压力因子、受惩罚因子、丧失因子、健康适应因子及其他)组成。参与者依据事件是否发生及发生时的心理感受从 1 分(未发生或无影响)到 5 分(极重度)累计各事件的评分为总评分,总评分越高、生活事件带来的压力越大。本研究参考既往研究,按照 ASLEC 量表得分范围的四分位数将青少年生活事件压力严重程度划分无、轻、中、重度 4 个不同的等级^[23]。

1.4 统计学处理

用 IBM SPSS 25.0 软件对数据进行描述统计、统计推断和进行 logistic 回归分析;结合 HLM 6.08 软件及 SPSS 25.0 软件对纵向数据建立混合效应模型(mixed effect model)进行分析。符合正态分布的计量资料使用均数及标准差描述集中趋势及离散程度,使用 t 检验及方差分析进行统计推断;对不符合正态分布的计量资料,报告其最大、最小值及中位数,并使用非参数检验进行统计推断;计数资料的组间比较及统计推断使用卡方检验。偏相关分析比较调整了睡眠质量、躯体症状及生活事件压力的影响下大学生昼夜节律及其抑郁情绪的相关性。采用二元 logistic 回归模型分析横断面上大学生昼夜节律类型对抑郁情绪的影响;构建混合效应模型探索昼夜节律类型的稳定性、大学生抑郁情绪的变化规律及其影响因素。

广泛应用于对层次结构数据分析的混合效应模型,也被称为多层线性模型(hierarchical linear model, HLM)、多水平线性模型(multilevel linear model)、协方差成分模型(covariance components model),在重复测量的纵向数据分析中也得

到了广泛应用^[24]。其分析原理是将重复测评数据视作有层次结构的数据^[25],第一层次水平为时间相关的不同测量,第二层次水平为个体。水平 1 模型描述个体随时间变化的趋势,水平 2 模型描述个体间随时间变化差异的影响因素:

$$\text{水平 1 模型(测评水平): } Y = \pi_0 + \pi_1(\text{测评时间}) + \varepsilon$$

$$\text{水平 2 模型(个体水平):}$$

$$\pi_0 = \beta_{00} + \beta_{01}(\text{预测变量 1}) + \beta_{02}(\text{预测变量 2}) + \cdots + \beta_{0j}(\text{预测变量 } j) + \gamma_0$$

$$\pi_1 = \beta_{10} + \beta_{11}(\text{预测变量 1}) + \beta_{12}(\text{预测变量 2}) + \cdots + \beta_{1j}(\text{预测变量 } j) + \gamma_1$$

方程中, π_0 是水平 1 模型方程的截距,代表测评水平因变量得分的平均值; π_1 是水平 1 模型方程的斜率,能够说明个体水平因变量得分随着测评时间的变化速率; ε 是残差,代表方程中的随机误差。与 π_0 相关的固定效应的 β_0 为各个预测变量(自变量)的斜率,能够说明预测变量对因变量得分的影响程度;与 π_1 相关的固定效应中, β_{1j} 是因变量得分变化趋势的斜率,能够说明预测变量对因变量得分变化速度的影响;与 γ 相关的随机效应部分用以说明新加入的个体间差异预测变量对水平 1 模型斜率变化的解释程度。

二元 logistic 回归模型及混合效应模型的赋值见表 1。显著性水平取双侧检验 $\alpha=0.05$ 。

2 结果

2.1 基线数据分析

2.1.1 一般人口学信息 8 244 名参与基线调查的大学生中,男生 4 266 人(51.7%),女生 3 978 人(48.3%)。平均年龄为(18.04 $\pm$ 0.73)岁; ≤ 17 岁 1 333 名(16.2%)、18 岁 5 465 名(66.3%)、 ≥ 19 岁 1 446 名(17.5%)(表 2)。

表 1 二元 logistic 回归模型及混合效应模型的赋值表

分类	变量	赋值
因变量	抑郁情绪	无抑郁情绪=0
		有临床意义的抑郁情绪=1
二分类自变量	性别	男=0
		女=1
	三代以内精神疾病家族史	无=0 有=1
无序多分类自变量	昼夜节律类型 ^a	夜晚型=1
		清晨型=2
		中间型=3
连续型自变量	年龄	年龄值(岁)
	睡眠质量	PSQI 量表得分
	躯体症状	PHQ-15 量表得分
	生活事件压力	ASLEC 量表得分

注:a,昼夜节律类型设置亚变量,以最后一种情况为参考

2.1.2 大学生昼夜节律类型构成比、大学生抑郁情绪检出率及单因素分析 本研究中,夜晚型昼夜节律类型的大学生最多(4 301 名,52.1%),中间型次之(3 708 名,45.0%),清晨型最少(235 名,2.9%)。本研究中大学生抑郁情绪平均检出率为24.2%。单因素分析结果提示:抑郁情绪有临床意义者($\chi^2=66.306, P<0.001$)、有睡眠质量问题的($\chi^2=143.421, P<0.001$)、有躯体症状者($\chi^2=39.316, P<0.001$)、较重压力性生活事件者($\chi^2=80.593, P<0.001$)更倾向于夜晚型。而不同性别、年龄、民族、3 代以内有精神疾病史的大学生昼夜节律类型的分布无统计学差异(表 2)。

2.1.3 大学生抑郁情绪的影响因素 偏相关分析结果提示,大学生 MEQ 量表得分与 PHQ-9 得分负相关,调整了睡眠质量、躯体症状及生活事件压力的影响后,相关系数

r 从-0.197($P<0.001$)下降至-0.059($P<0.001$)。

以有无临床意义的抑郁情绪为因变量,以性别、年龄、有无 3 代以内精神疾病家族史、昼夜节律类型、睡眠质量、躯体症状、生活事件压力为自变量,对大学生抑郁情绪的影响因素进行二元 logistic 回归分析;筛选自变量进入模型的方法选择向前逐步法(条件似然比)。变量赋值的具体信息详见表1。结果显示:昼夜节律类型对大学生抑郁情绪有影响,相较于中间型,夜晚型昼夜节律类型者更容易有抑郁情绪($OR=1.526, P=0.002$);值得注意的是,相较于中间型,清晨型对抑郁情绪的影响无统计学意义。除此之外,睡眠质量更差者($OR=1.540, P<0.001$)、躯体症状更严重者($OR=1.115, P<0.001$)、生活事件压力更大者($OR=1.046, P<0.001$)更易有抑郁情绪(表 3)。

表 2 一般人口学信息及不同昼夜节律类型大学生的组间差异(n, %)

变量	分类	人数	夜晚型(n=4 301)	中间型(n=3 708)	清晨型(n=235)	χ^2 值	P 值
性别	男	4 266(51.7)	2 269(53.2)	1 877(44.0)	120(2.8)	3.680	0.159
	女	3 978(48.3)	2 032(51.1)	1 831(46.0)	115(2.9)		
年龄 / 岁	≤17	1 333(16.2)	663(49.7)	631(47.3)	39(2.9)	5.126	0.275
	18	5 465(66.3)	2 894(53.0)	2 420(44.3)	151(2.8)		
	≥19	1 446(17.5)	744(51.5)	657(45.4)	45(3.1)		
民族	汉族	7 332(88.9)	3 803(51.9)	3 311(45.2)	218(3.0)	5.143	0.076
	少数民族	912(11.1)	498(54.6)	397(43.5)	17(1.9)		
3 代以内精神疾病家族史	无	8 057(97.7)	4 206(52.2)	3 621(44.9)	230(2.9)	0.191	0.909
	有	187(2.3)	95(50.8)	87(46.5)	5(2.7)		
临床意义的抑郁情绪	无	7 869(95.5)	4 029(51.2)	3 608(45.9)	232(2.9)	66.306	0.000
	有	375(4.5)	272(72.5)	100(26.7)	3(0.8)		
睡眠质量问题	无	7 111(86.3)	3 523(49.5)	3 372(47.4)	216(3.0)	143.421	0.000
	有	1 133(13.7)	778(68.7)	336(29.7)	19(1.7)		
躯体症状	无	7 813(94.8)	4 013(51.4)	3 575(45.8)	225(2.9)	39.316	0.000
	有	431(5.2)	288(66.8)	133(30.9)	10(2.3)		
生活事件压力	无	2 260(27.4)	1 060(46.9)	1 111(49.2)	89(3.9)	80.593	0.000
	轻度	2 119(25.7)	1 037(48.9)	1 019(48.1)	63(3.0)		
	中度	1 928(23.4)	1 061(55.0)	821(42.6)	46(2.4)		
	重度	1 937(23.5)	1 143(59.0)	757(39.1)	37(1.9)		

表 3 大学生抑郁情绪影响因素的二元 logistic 回归模型

变量	分类	B	SE	Wald χ^2	P	OR	95%CI	
性别	女	0.102	0.128	0.628	0.428	1.107	0.861	1.424
	男	-	-	-	-	-	-	-
年龄	年龄值	0.042	0.084	0.255	0.614	1.043	0.885	1.230
三代以内精神疾病家族史	有	0.455	0.302	2.262	0.133	1.576	0.871	2.850
	无	-	-	-	-	-	-	-
昼夜节律类型 ^a	夜晚型	0.423	0.137	9.588	0.002	1.526	1.168	1.995
	清晨型	-0.899	0.672	1.787	0.181	0.407	0.109	1.520
	中间型	-	-	-	-	-	-	-
睡眠质量		0.431	0.026	279.132	0.000	1.540	1.464	1.619
躯体症状		0.109	0.016	48.905	0.000	1.115	1.081	1.149
生活事件压力		0.045	0.004	138.910	0.000	1.046	1.038	1.054

注:a,昼夜节律类型设置亚变量,以最后一种情况(中间型)为参考

2.2 纵向数据分析

2.2.1 随访的一般人口学信息 连续参与 3 次测评的大学生共 1 354 人,其中男生 470 人(34.71%),女生 884 人(65.29%),平均年龄为(18.01 ± 0.69)岁。汉族学生占 87.7%(1 188 名),独生子女占 59.8%(810 名),无 3 代以内精神疾病家族史的占 97.9%(1 326 名)。

2.2.2 大学生昼夜节律类型的稳定性 为了解大学生的昼夜节律是否有线性变化趋势及变化趋势是否存在个体差异,以 MEQ 得分为因变量,以 3 次测评时间为自变量构建无条件增长模型,分析结果见表 4:基线测评时大学生 MEQ 得分的平均分为 49.178($SE=0.195$),在 2 年随访中 MEQ 得分平均减少 1.948 分/年($SE=0.099$),经 t 检验说明增长趋势显著($P=0.001$);然而,残差变异不具有统计学意义($P=0.352$),说明 MEQ 得分的下降趋势无个体间差异。

表 4 大学生昼夜节律及抑郁情绪的变化趋势:固定效应部分

	因变量	β	SE	t	P
无条件增长模型					
昼夜节律	β_{00}	49.178	0.195	252.320	0.000
	β_{10}	-1.948	0.099	-19.581	0.000
抑郁情绪	β_{00}	0.394	0.009	42.104	0.000
	β_{10}	0.104	0.005	19.682	0.000
水平 2 模型:抑郁情绪					
对于 π_0					
	截距 β_{00}	0.066	0.028	2.376	0.018
	夜晚型	0.028	0.013	2.137	0.033
	睡眠质量	0.052	0.004	12.518	0.000
	躯体症状	0.017	0.003	5.551	0.000
	生活事件压力	0.007	0.001	8.016	0.000
对于 π_1					
	截距 β_{10}	0.146	0.024	6.205	0.000
	夜晚型	-0.010	0.009	-1.045	0.297
	睡眠质量	-0.012	0.003	-4.348	0.000
	躯体症状	-0.002	0.002	-0.826	0.409
	生活事件压力	-0.002	0.001	-3.826	0.000

2.2.3 大学生抑郁情绪的变化及昼夜节律类型的影响 为了解大学生的抑郁情绪是否有线性变化趋势及其影响因素,

以标准正态化[正态化方式: $\lg(\text{PHQ9 得分}+1)$]后 3 次测评中抑郁得分为因变量^[26],以 3 次测评时间为自变量构建无条件增长模型,结果提示:第 1 次测评时大学生的抑郁标准得分为 0.394($SE=0.009$),每隔 1 次测评时间(1 年)抑郁标准得分平均增加 0.104 分($SE=0.005$),经 t 检验说明增长趋势显著($P=0.001$);且残差变异说明测评个体间的抑郁标准得分及其变化速率具有差异($P<0.001$),故需建立水平 2 模型(全模型)进一步解释。结合前述分析及既往研究经验,本研究以水平 1 模型中的截距 π_0 和斜率 π_1 为因变量,以昼夜节律类型、睡眠质量、躯体症状、生活事件压力作为自变量建立水平 2 模型。自变量的赋值情况同表 1。

表 4 中第 2 水平模型与 π_0 相关的固定效应部分包含以下信息:与中间型和清晨型相比,夜晚型大学生抑郁情绪标准得分更高($\beta_{01}=0.028, SE=0.013, t=2.137$);除此之外,基线水平的睡眠质量($\beta_{02}=0.052, SE=0.004, t=12.51$)、躯体症状($\beta_{03}=0.017, SE=0.003, t=5.551$)、生活事件压力($\beta_{04}=0.007, SE=0.001, t=8.016$)对抑郁情绪标准得分也有着正向预测作用。与 π_1 相关的固定效应部分分析结果提示:睡眠质量与时间的交互项($\beta_{12}=-0.012, SE=0.003, t=-4.348$)、生活事件压力与时间的交互项($\beta_{14}=-0.002, SE=0.001, t=-3.826$)具有统计学意义,即睡眠质量更差的、生活事件压力更大的大学生抑郁情绪标准得分增加速率更快;但昼夜节律类型对抑郁情绪的变化速率无显著预测作用。表 5 中随机效应部分的分析结果表示,在水平 2 模型中新加入自变量后,水平 1 模型(无条件增长模型)的截距从 0.053 下降到 0.015,斜率从 0.012 下降到 0.008;说明新加入的自变量能够解释水平 1 模型截距的 71.7%、斜率的 33.3%,但显著性检验结果说明仍然存在未被解释的部分,还需进一步引入新的预测变量解释抑郁情绪变化及其趋势的个体差异。

3 讨论

本研究随访 2 年、重复测评 3 次,调查了大学本科新生入学时昼夜节律类型及抑郁情绪的检出

表 5 大学生昼夜节律及抑郁情绪的变化趋势:随机效应部分

	因变量	方差	df	χ^2	P	R^2 的变化/%
无条件增长模型						
昼夜节律	γ_0	29.706	1 353	3 158.952	0.000	
	γ_1	0.445	1 353	1 372.124	0.352	
抑郁情绪	μ_0	0.053	1 353	1 626.240	0.000	
	μ_1	0.012	1 353	1 331.337	0.000	
水平 2 模型:抑郁情绪						
	μ_0	0.015	1 349	1 498.544	0.003	71.7
	μ_1	0.008	1 349	1 240.445	0.000	33.3

情况,并分别在横断面研究和纵向研究中分析了大学生昼夜节律类型对抑郁情绪的影响。由于既往研究缺乏足够来自综合性大学的纵向研究说明大学生昼夜节律类型对抑郁情绪的相关性,本研究结果具有重要补充意义。

本研究中抑郁情绪的检出率为 24.2%,与既往研究报道基本一致^[27]。本研究中昼夜节律类型最多的是夜晚型,占 52.1%;尽管这一研究结果与既往研究^[9]中对本科新生群体的结果一致,但仍与其他既往研究中认为的中间型占比最大有差异^[2];原因可能与昼夜节律类型的发展规律有关。Roenneberg T 等^[28]的研究表明昼夜节律类型在个体生命周期中会随着年龄系统性地变化:儿童更倾向于清晨型,随着发育逐渐推迟并在 20 岁左右达到最晚,倾向于夜晚型,随后随着年龄增长再次前移。除此之外,既往在我国医科大学生中开展的调查研究也有清晨型检出率较低的情况^[29]。因此,大学生昼夜节律类型的检出情况及是否与现今大学生的学习生活方式有关值得更多研究证明。

在横断面上,本研究建立的二元 logistic 回归分析结果提示,夜晚型昼夜节律类型是抑郁情绪的危险因素,夜晚型昼夜节律的大学生更容易产生抑郁情绪,这与既往研究的发现一致^[1,8]。然而本研究中清晨型对抑郁情绪的保护性影响并无显著性,与既往部分研究的发现有所不同^[30-31],这可能是由于本研究中清晨型的检出率较低,提示清晨型与抑郁情绪的相关性仍需进一步研究。

纵向研究发现:首先,尽管昼夜节律类型是一种较为稳定的个体特征,但在 2 年的随访中 MEQ 量表得分有下降趋势,大学生昼夜节律类型趋于向夜晚型发展。类似的,既往纵向研究也发现昼夜节律较为稳定的特质^[6,32-33],但 Druiven S 等^[6]的研究发现在 7 年的随访时间中仍有轻微水平的提前,这与本研究中发现的昼夜节律类型向夜晚型发展的趋势不同。这可能是由于既往对昼夜节律类型稳定性的研究针对抑郁障碍患者或大样本全社会人群^[32],与本研究着眼的大学生人群不同。其次,基线水平的昼夜节律类型对抑郁情绪的变化有预测作用,夜晚型的大学生抑郁情绪增加更多。这与 Van Den Berg JF 等^[8]在大学生中发现的基线夜晚型昼夜节律是随访

时抑郁情绪增加的预测因子一致,提示大学生的昼夜节律类型是大学生心理健康教育及危机干预中值得关注的因素。夜晚型个体的褪黑素及 5-羟色胺水平变化与其他昼夜节律类型的差异可能与认知功能改变、抑郁、焦虑情绪及应激障碍有关^[34];同时也应当注意,昼夜节律类型的变化也可能由抑郁症状发展相关的睡眠模式改变来解释。最后,大学生睡眠质量、躯体症状及生活事件压力对抑郁情绪有影响:睡眠质量更差、躯体症状更严重、生活事件压力更大的大学生抑郁情绪增加得更多且睡眠质量更差的、生活事件压力更大的大学生抑郁情绪增加速率更快,这与既往研究一致^[35-36],提示在大学生心理健康危机干预中应当着重关注睡眠质量情况及生活事件压力。

本研究也存在一些局限性:①本研究是针对以大学生为代表的成年初显期青年人群,对中国广泛人群的代表性有局限;②由于客观条件限制,纵向随访部分的失访情况仍可能局限样本的代表性;③本研究为回顾性的描述性研究,可能存在一定的回忆偏倚,若能在本研究发现的问题基础上设计随机双盲的干预性研究,将对进一步推断因果及临床实践大有裨益。迄今为止,关于睡眠科学及认知神经科学、精神疾病的相关性研究依旧是研究热门之一;相应的,对大学生群体中睡眠模式、昼夜节律及睡眠状况和抑郁情绪的作用模式和中介效应需要深入研究,以便为构建个体化校园心理健康服务模式提供更多依据。

参 考 文 献

- [1] Bauducco S, Richardson C, Gradisar M. Chronotype, circadian rhythms and mood[J]. *Curr Opin Psychol*, 2020, 34: 77-83.
- [2] Oginska H, Mojsa-Kaja J, Mairesse O. Chronotype description; in search of a solid subjective amplitude scale[J]. *Chronobiol Int*, 2017, 34 (10): 1388-1400.
- [3] Prat G, Adan A. Relationships among circadian typology, psychological symptoms, and sensation seeking[J]. *Chronobiol Int*, 2013, 30(7): 942-949.
- [4] Lester D. Morningness-eveningness, current depression, and past suicidality[J]. *Psychol Rep*, 2015, 116(2): 331-336.
- [5] Randler C. Association between morningness-eveningness and mental and physical health in adolescents[J]. *Psychol Health Med*, 2011,

- 16(1):29–38.
- [6] Druiven S, Knapen SE, Penninx B, et al. Can chronotype function as predictor of a persistent course of depressive and anxiety disorder? [J]. *J Affect Disord*, 2019, 242: 159–164.
- [7] Druiven S, Hovenkamp–Hermelink J, Knapen SE, et al. Stability of chronotype over a 7–year follow–up period and its association with severity of depressive and anxiety symptoms[J]. *Depress Anxiety*, 2020, 37(5):466–474.
- [8] Van Den Berg JF, Kivelä L, Antypa N. Chronotype and depressive symptoms in students; an investigation of possible mechanisms[J]. *Chronobiol Int*, 2018, 35(9):1248–1261.
- [9] 易伶俐, 陶煜杰, 杨霞, 等. 大学新生网络成瘾、睡眠质量及日周期类型的现状调查[J]. *中华精神科杂志*, 2021, 54(2):132–137.
- [10] Kroenke K, Spitzer RL, Williams JB. The PHQ–9: validity of a brief depression severity measure[J]. *J Gen Intern Med*, 2001, 16(9): 606–613.
- [11] Manea L, Boehnke JR, Gilbody S, et al. Are there researcher allegiance effects in diagnostic validation studies of the PHQ–9? A systematic review and Meta–analysis[J]. *BMJ Open*, 2017, 7(9):e15247.
- [12] Yu X, Tam WW, Wong PT, et al. The patient health questionnaire–9 for measuring depressive symptoms among the general population in Hong Kong[J]. *Compr Psychiatry*, 2012, 53(1):95–102.
- [13] Horne JA, Ostberg O. A self–assessment questionnaire to determine morningness–eveningness in human circadian rhythms[J]. *Int J Chronobiol*, 1976, 4(2):97–110.
- [14] 张斌, 郝彦利, 荣润国. 清晨型与夜晚型评定量表的信度与效度[J]. *中国行为医学科学*, 2006, 15(9):856–858.
- [15] 钟文婷, 樊璠, 余慧, 等. 大学生睡眠状况研究常用工具及其使用情况[J]. *国外医学(医学地理分册)*, 2015, 36(1):55–61.
- [16] 邓丽影, 付晓, 谢亮. 睡眠–觉醒模式自评问卷 MEQ 量表介绍[J]. *临床荟萃*, 2016, 31(12):1381–1383.
- [17] Mollayeva T, Thurairajah P, Burton K, et al. The Pittsburgh sleep quality index as a screening tool for sleep dysfunction in clinical and non–clinical samples; a systematic review and Meta–analysis[J]. *Sleep Med Rev*, 2016, 25:52–73.
- [18] 路桃影, 李艳, 夏萍, 等. 匹兹堡睡眠质量指数的信度及效度分析[J]. *重庆医学*, 2014, 43(3):260–263.
- [19] Kroenke K, Spitzer RL, Degruy FR, et al. A symptom checklist to screen for somatoform disorders in primary care[J]. *Psychosomatics*, 1998, 39(3):263–272.
- [20] Van Driel T, Hilderink PH, Hanssen D, et al. Assessment of somatization and medically unexplained symptoms in later life[J]. *Assessment*, 2018, 25(3):374–393.
- [21] Kroenke K, Spitzer RL, Williams JB, et al. The patient health questionnaire somatic, anxiety, and depressive symptom scales; a systematic review[J]. *Gen Hosp Psychiatry*, 2010, 32(4):345–359.
- [22] 辛秀红, 姚树桥. 青少年生活事件量表效度与信度的再评价及常模更新[J]. *中国心理卫生杂志*, 2015, 29(5):355–360.
- [23] Li X, Guo W, Tang W, et al. The interactions between childhood adversities and recent stress were associated with early–adulthood depression among Chinese undergraduate students[J]. *Depress Anxiety*, 2021, 38(9):961–971.
- [24] 秦正积, 沈毅, 王燕南, 等. 三种重复测量资料的统计分析方法比较研究[J]. *中国卫生统计*, 2014, 31(3):542–545.
- [25] 罗天娥, 刘桂芬. 重复测量资料非线性混合效应模型应用与实现[J]. *中国卫生统计*, 2006, 23(2):104–107.
- [26] 孙良. 医科大学生焦虑、抑郁及相关因素的 1 年纵向研究[D]. 合肥:安徽医科大学, 2013.
- [27] 王蜜源, 刘佳, 吴鑫, 等. 近十年中国大学生抑郁症患病率的 Meta 分析[J]. *海南医学院学报*, 2020, 26(9):686–693.
- [28] Roenneberg T, Kuehne T, Pramstaller PP, et al. A marker for the end of adolescence[J]. *Curr Biol*, 2004, 14(24):R1038–R1039.
- [29] 许浩迪, 张璐, 孙晋斌, 等. 大学生日周期类型与网络成瘾的关系[J]. *中华行为医学与脑科学杂志*, 2018, 27(11):1035–1038.
- [30] Biss RK, Hasher L. Happy as a lark: morning–type younger and older adults are higher in positive affect[J]. *Emotion*, 2012, 12(3):437–441.
- [31] Park H, Lee HK, Lee K. Chronotype and suicide: the mediating effect of depressive symptoms[J]. *Psychiatry Res*, 2018, 269:316–320.
- [32] Broms U, Pitkaniemi J, Bäckmand H, et al. Long–term consistency of diurnal–type preferences among men[J]. *Chronobiol Int*, 2014, 31(2):182–188.
- [33] Maukonen M, Kanerva N, Partonen T, et al. Chronotype and energy intake timing in relation to changes in anthropometrics: a 7–year follow–up study in adults[J]. *Chronobiol Int*, 2019, 36(1):27–41.
- [34] Mohammadbeigi A, Absari R, Valizadeh F, et al. Sleep quality in medical students; the impact of over–use of mobile cell–phone and social networks[J]. *J Res Health Sci*, 2016, 16(1):46–50.
- [35] Grant KE, Compas BE, Thurm AE, et al. Stressors and child and adolescent psychopathology: evidence of moderating and mediating effects[J]. *Clin Psychol Rev*, 2006, 26(3):257–283.
- [36] 王道阳, 戴丽华, 殷欣, 等. 大学生的睡眠质量与抑郁、焦虑的关系[J]. *中国心理卫生杂志*, 2016, 30(3):226–230.

(责任编辑:周一青)