

手机成瘾、非理性拖延与抑郁、焦虑的关系：正念的保护性作用

连帅磊, 冯全升, 闫景蕾, 张艳红

(长江大学教育与体育学院, 荆州 434023)

【摘要】 目的:探讨移动互联网时代手机成瘾、非理性拖延与初中生抑郁、焦虑之间的关系,并考察正念在其关系中的保护性作用。方法:使用手机成瘾指数量表、非理性拖延问卷、正念量表及抑郁-焦虑-压力量表对764名初中生施测。结果:①手机成瘾、非理性拖延、抑郁、焦虑两两之间均显著正相关,而这些变量与正念之间均呈显著负相关;②手机成瘾不仅能够显著直接预测抑郁和焦虑,而且能够通过非理性拖延的中介作用对抑郁和焦虑产生间接预测作用,且该中介作用能够被正念调节,即非理性拖延的中介作用在低正念群体中更加显著。③正念能够调节手机成瘾与抑郁之间的关系,但对手机成瘾与焦虑之间关系的调节作用不显著。结论:非理性拖延是互联网时代非适应性手机使用行为(手机成瘾)导致个体抑郁、焦虑情绪的桥梁因素,而正念是非适应性手机使用、非理性拖延诱发抑郁、焦虑情绪的保护性因素。

【关键词】 手机成瘾; 抑郁; 焦虑; 非理性拖延; 正念

中图分类号: R395.2

DOI: 10.16128/j.cnki.1005-3611.2021.01.010

Mobile Phone Addiction, Irrational Procrastination and Depression or Anxiety: The Protective Role of Mindfulness

LIAN Shuai-lei, FENG Quan-sheng, YAN Jing-lei, ZHANG Yan-hong

College of Education and Sports Sciences, Yangtze University, Jingzhou 434023, China

【Abstract】 **Objective:** To explore the relationship among mobile phone addiction, irrational procrastination, mindfulness and depression or anxiety. **Methods:** A sample of 764 middle school students was recruited in the study to complete the questionnaires about mobile phone addiction, irrational procrastination, mindfulness, depression and anxiety. **Results:** ①The correlations between each pair of mobile phone addiction, irrational procrastination, depression, as well as anxiety, were significantly positive. And these variables were all negatively associated with mindfulness. ②Mobile phone addiction not only had a direct effect on depression or anxiety, but also could affect depression or anxiety through the mediating role of irrational procrastination. And this indirect effect could be moderated by mindfulness. Specifically, this indirect effect was more significant for middle students with lower mindfulness. ③Mindfulness could moderate the link between mobile phone addiction and depression, but this moderating effect was not significant on the relationship between mobile phone addiction and anxiety. **Conclusion:** Irrational procrastination acts as a bridge between mobile phone addiction and depression or anxiety, while mindfulness plays a protective role in the mechanism of mobile phone addiction or irrational procrastination leading to depression or anxiety.

【Key words】 Mobile phone addiction; Depression; Anxiety; Irrational procrastination; Mindfulness

随着移动互联网设备的普及,移动互联网深刻改变了人类的思维模式和行为方式,对个体的行为及心理社会适应也产生了深远影响^[1]。手机作为最为普及的移动互联网终端,已经成为互联网重塑人类生存及生活方式的重要媒介。全球范围内,90%的人拥有手机,其中59%为智能手机^[2]。中国互联网中心2019年的数据显示我国手机网民的规模已达到8.47亿,网民使用手机上网的比例更是高达99.1%。

【基金项目】 本研究得到2019年湖北省社科基金一般项目(后期资助项目)(2019209)及2019共青团中央“青少年发展研究”(19YB077)的资助。

通讯作者:闫景蕾, E-mail: yjlyzps@yangtzeu.edu.cn

作为普及率最高的互联网接入设备,手机不仅改变了我们社会交往、休闲娱乐、信息获取的形式,而且塑造了移动支付、网络理财、网络购物的新型行为模式,为我们的生活带来了诸多便利^[3]。同时,手机的便携性、便利性等特点,极大提升了手机的用户粘性,使得“机不离身”逐渐成为手机使用的突出行为特点,甚至导致手机成瘾^[4]。研究发现手机成瘾已成为互联网时代多种心理及行为适应问题的重要诱因^[5,6]。因此,手机成瘾诱发个体心理及行为适应问题的内在机制逐渐成为研究者关注的焦点。

研究发现手机成瘾是诱发多种情绪适应问题(如抑郁、焦虑)的重要风险因素^[7,8]。首先,手机成

瘾会诱发个体的抑郁情绪。手机成瘾所伴随的睡前手机使用行为会对个体的睡眠质量产生严重的消极影响,并因此诱发个体的抑郁情绪^[9]。同时,长期无节制的手机使用行为也会使个体体验到更多的心理及生理疲惫感,并因此诱发个体的抑郁情绪^[8]。其次,手机也会诱发个体的焦虑情绪。研究发现手机冷落行为也是手机成瘾的重要行为特征,它会对个体的人际适应产生严重的消极影响,甚至导致人际关系困扰^[10],而人际关系不良是诱发个体焦虑情绪的关键因素^[11]。因此,手机成瘾也是个体焦虑情绪的重要诱因。相关实证研究也表明手机成瘾对抑郁、焦虑情绪具有显著的正向预测作用^[7]。因此,本研究假设手机成瘾能够正向预测个体的抑郁及焦虑水平(H1)。

随着研究的深入,研究者认为手机成瘾所伴随的外化问题(如非理性拖延行为等)可能是手机成瘾导致个体内化问题(如抑郁、焦虑等)的重要桥梁。非理性拖延是指个体在没有明确理由的情况下,不自觉地延迟预定行动的非适应性行为,它不仅会是手机成瘾的潜在不良后果,也会对个体的情绪适应产生严重的消极影响^[12,31]。首先,非理性拖延是移动互联网时代手机成瘾的潜在不良后果。手机成瘾是个体无法自我控制地不停使用手机,手机成瘾本身就会消耗个体的自我控制资源,“机不离身”的使用习惯及手机功能的丰富性更使得个体无法抵制手机的诱惑,消耗大量的自我控制资源^[4]。拖延的自我调节失败理论认为非理性拖延行为是个体自我控制资源耗竭,自我调节失败的结果^[13]。因此,手机成瘾所诱发的自我控制失败可能是导致非理性拖延的关键因素。实证研究也表明手机成瘾不仅能够直接预测非理性拖延行为,而且能够通过降低个体的注意控制能力,间接导致个体的非理性拖延行为^[3]。其次,非理性拖延行为也是诱发个体焦虑、抑郁等消极情绪的关键因素。研究发现非理性拖延不仅会导致个体的心理适应问题,而且不利于个体产生心理求助行为^[14]。根据这一研究结论,非理性拖延行为诱发焦虑、抑郁情绪后,个体往往会陷入“拖延-消极情绪”的恶性循环,致使焦虑、抑郁情绪长期得不到解决。基于元分析的研究也表明非理性拖延行为会导致抑郁、焦虑等情绪问题^[15]。综上,本研究拟引入非理性拖延,从外化问题的视角,探讨手机成瘾如何诱发内化问题(抑郁、焦虑情绪),并假设非理性拖延行为能够在手机成瘾与抑郁或焦虑的关系中起中介作用(H2)。

此外,手机成瘾诱发抑郁、焦虑情绪的中介机制可能存在个体差异,即手机成瘾、非理性拖延与焦虑、抑郁的关系可能因人而异。因此,有必要引入个体特质变量(如正念),探讨个体特质在上述中介模型中的调节作用,以此揭示手机成瘾、非理性拖延何时影响抑郁和焦虑情绪的问题。正念是一种有意识、不批判的方式将注意集中于此时此刻^[16],它是其他风险因素诱发个体情绪适应问题的重要缓冲因素,即较高的正念能够降低其他风险因素诱发个体情绪适应问题的风险^[17]。研究发现与正念水平较低的个体相比,高正念个体更容易将注意力集中在当下的任务上,这有助于促进个体对风险因素做出适应性的抽离、客观化的体验与包容性的接纳,并因此降低风险因素的潜在消极影响^[9]。且有研究证实正念能够在手机成瘾、被动性社交网站使用与个体心理社会适应(睡眠质量、抑郁情绪)之间的关系中起调节作用^[9,17]。因此,本研究拟探讨正念在手机成瘾、非理性拖延与抑郁、焦虑关系中的调节作用,以此揭示手机成瘾、非理性拖延与焦虑、抑郁关系的个体差异,并假设手机成瘾和非理性拖延更容易诱发低正念个体的抑郁和焦虑情绪(H3)。

综上所述,本研究拟构建有调节的中介模型,考察手机成瘾与抑郁、焦虑情绪的关系,并在此基础上考察非理性拖延的中介作用和正念的调节作用。

1 对象与方法

1.1 对象

采用方便取样法,以班级为单位对764名初中生进行团体施测。所有被试在30分钟内完成所有问卷。男生399人(52.2%),女生365人(47.8%),所有被试年龄处于11-15岁之间,平均年龄为12.92岁。初一年级344人(45%),初二年级284人(37.2%),初三年级136人(17.8%)。所有被试手机使用年数处于1-10之间(SD=1.808),平均每天手机使用时间为10-600分钟(SD=50.342)。

1.2 工具

1.2.1 手机成瘾 采用Leung编制的手机成瘾指数量表(Mobile phone addiction index, MP AI)对被试的手机成瘾情况进行测量^[18]。该量表共有17个题项,所有项目均采取1-5五点计分,得分越高表明个体手机成瘾的倾向越高。本研究中该量表的Cronbach's α 系数为0.90。

1.2.2 非理性拖延问卷 采用连帅磊等人修订的非理性拖延行为问卷(Irrational Procrastination Scale,

简称 IPS)对被试的拖延行为进行评估^[9]。该量表共包含9个项目,所有项目均采用1-5五级评分,将所有项目得分相加即为被试在该量表上的得分,得分越高表明个体拖延行为出现的频率也越高。本研究中该问卷的 Cronbach's α 系数为0.72。

1.2.3 抑郁-焦虑-压力量表 采用龚栩和谢熹瑶修订的抑郁-焦虑-压力量表简体中文版(21-item versions of Depression Anxiety Stress Scales, DASS-21)中的抑郁分量表和焦虑分量表对被试的抑郁、焦虑情绪进行评估^[9]。抑郁分量表和焦虑分量表各包含7个项目,采用0-3四级评分,分数越高,表明抑郁或焦虑情绪越严重。在本研究中抑郁分量表和焦虑分量表的 Cronbach's α 系数分别为0.86,0.82。

1.2.4 正念量表 采用刘庆奇等修订的儿童青少年正念量表对被试的正念水平进行评估^[9]。该问卷共包含10个项目,所有项目均采用0-4五点计分,所有项目得分相加求平均即为被试的正念得分,分

数越高,被试的正念水平越高。本研究中该问卷的 Cronbach's α 系数为0.83。

2 结 果

2.1 手机成瘾、非理性拖延、抑郁、焦虑及正念的描述统计和相关分析

各个变量的相关分析结果表明:手机成瘾、非理性拖延、抑郁及焦虑两两之间均呈显著正相关,而四者与正念均呈显著负相关(详见表1)。

表1 描述统计、相关分析结果

| | M | SD | 手机成瘾 | 非理性拖延 | 正念 | 抑郁 | 焦虑 |
|--------|------|------|---------|---------|---------|--------|----|
| 1手机成瘾 | 2.33 | 0.80 | 1 | | | | |
| 2非理性拖延 | 2.74 | 0.68 | 0.35** | 1 | | | |
| 3正念 | 2.53 | 0.77 | -0.45** | -0.31** | 1 | | |
| 4抑郁 | 0.57 | 0.63 | 0.43** | 0.36** | -0.42** | 1 | |
| 5焦虑 | 0.79 | 0.64 | 0.44** | 0.34** | -0.49** | 0.79** | 1 |

注:** $P<0.01$ 。

表2 有调节的中介效应分析

| 因变量 | 预测变量 | 抑郁 | | | | | 焦虑 | | | | |
|-------|--------|-------|----------------|--------|---------|-----------|-------|----------------|--------|---------|-----------|
| | | 拟合指标 | | | 系数及其显著性 | | 拟合指标 | | | 系数及其显著性 | |
| | | R | R ² | F | B | t | R | R ² | F | B | t |
| 抑郁/焦虑 | | 0.449 | 0.202 | 31.855 | | | 0.467 | 0.218 | 35.260 | | |
| | 性别 | | | | 0.044 | 0.665 | | | | 0.138 | 2.129* |
| | 年龄 | | | | 0.178 | 2.830** | | | | 0.178 | 2.851** |
| | 年级 | | | | -0.321 | -4.216*** | | | | -0.281 | -3.730*** |
| | 手机Year | | | | 0.026 | 1.385 | | | | 0.049 | 2.588* |
| | 手机Time | | | | 0.001 | -0.582 | | | | -0.001 | -1.677 |
| | 手机成瘾 | | | | 0.424 | 12.347*** | | | | 0.441 | 12.975*** |
| 非理性拖延 | | 0.365 | 0.133 | 17.750 | | | 0.365 | 0.133 | 17.750 | | |
| | 性别 | | | | 0.080 | 1.175 | | | | 0.080 | 1.175 |
| | 年龄 | | | | 0.133 | 1.857 | | | | 0.133 | 1.857 |
| | 年级 | | | | -0.201 | -2.502* | | | | -0.201 | -2.502* |
| | 手机Year | | | | -0.025 | -1.293 | | | | -0.025 | -1.293 |
| | 手机Time | | | | 0.001 | -0.066 | | | | 0.001 | -0.066 |
| | 手机成瘾 | | | | 0.361 | 9.908*** | | | | 0.361 | 9.908*** |
| 抑郁/焦虑 | | 0.576 | 0.332 | 30.928 | | | 0.599 | 0.358 | 42.461 | | |
| | 性别 | | | | 0.008 | 0.117 | | | | 0.095 | 1.381 |
| | 年龄 | | | | 0.158 | 1.210 | | | | 0.160 | 1.287 |
| | 年级 | | | | -0.302 | -2.361* | | | | -0.277 | -2.272* |
| | 手机Year | | | | 0.010 | 0.651 | | | | 0.028 | 1.789 |
| | 手机Time | | | | -0.001 | -0.392 | | | | -0.001 | -1.372 |
| | 非理性拖延 | | | | 0.161 | 5.443*** | | | | 0.122 | 4.184*** |
| | 手机成瘾 | | | | 0.211 | 5.724*** | | | | 0.219 | 5.689*** |
| | 正念 | | | | -0.275 | -3.837*** | | | | -0.364 | -4.745*** |
| | INT1 | | | | -0.121 | -5.671*** | | | | -0.108 | -5.344*** |
| | INT2 | | | | -0.067 | -2.296* | | | | -0.004 | -0.126 |

注:* $P<0.05$,** $P<0.01$,*** $P<0.001$;INT1指的是中心化后的非理性拖延和正念的乘积项;INT2指的是中心化后的手机成瘾和正念的乘积项。“手机Year”为手机使用年数;“手机Time”为平均每天手机使用时间。模型中各变量均采用平均分带入回归方程。

2.2 有调节的中介效应检验

采用Hayes编制的SPSS宏^[20]中的Model 15(模型假设直接路径及中介路径的后半段会受到调节变量的调节),在控制性别、年龄、年级,手机使用年数和每天手机使用时间的条件下,对非理性拖延在手机成瘾与抑郁或焦虑关系中的中介效应以及正念的调节效应进行检验。

有调节的中介效应分析(见表2)表明,手机成

瘾对抑郁或焦虑的直接预测作用均显著;进一步将非理性拖延作为中介变量、正念作为调节变量纳入回归方程后,手机成瘾对非理性拖延、抑郁及焦虑均具有显著的正向预测作用,非理性拖延对抑郁或焦虑的正向预测作用也显著,且非理性拖延的中介效应的bootstrap95%置信区间的上、下限不包含0(见表3)。

表3 正念的调节效应分析

| | 抑郁 | | | | | 焦虑 | | | |
|------|-------|-------|---------|------------|------------|-------|---------|------------|------------|
| | 正念 | 效应值 | Boot标准误 | Boot CI 下限 | Boot CI 上限 | 效应值 | Boot标准误 | Boot CI 下限 | Boot CI 上限 |
| 直接效应 | M-1SD | 0.278 | 0.058 | 0.165 | 0.391 | | | | |
| | M | 0.211 | 0.037 | 0.139 | 0.284 | 0.219 | 0.039 | 0.144 | 0.295 |
| | M+1SD | 0.144 | 0.033 | 0.079 | 0.210 | | | | |
| 间接效应 | M-1SD | 0.102 | 0.018 | 0.070 | 0.140 | 0.083 | 0.015 | 0.056 | 0.116 |
| | M | 0.058 | 0.012 | 0.038 | 0.085 | 0.044 | 0.011 | 0.025 | 0.069 |
| | M+1SD | 0.014 | 0.013 | -0.012 | 0.043 | 0.005 | 0.014 | -0.020 | 0.033 |

注:由于正念在手机成瘾与焦虑之间关系中的调节作用不显著,因此,此表只呈现正念平均水平上,手机成瘾对焦虑的直接效应。Boot标准误以及Boot CI 下限和上限分别指通过偏差校正的百分Bootstrap法估计的间接效应的标准误差95%置信区间的下限和上限;所有数值保留三位小数。

此外,手机成瘾与正念的乘积项对抑郁的预测作用显著,而对焦虑的预测作用不显著,即正念能够调节手机成瘾对抑郁情绪的直接预测作用而不能调节手机成瘾对焦虑情绪的直接预测作用。非理性拖延与正念的乘积项对抑郁和焦虑的预测作用均显著,即非理性拖延在手机成瘾与抑郁情绪或焦虑情绪之间的中介作用均会受到正念的调节。以正念得分高于平均数一个标准差为高分组,低于平均数减一个标准差为低分组。简单斜率分析表明,与高正念的个体相比,手机成瘾更容易诱发低正念个体的抑郁情绪($\text{simple slope}_{\text{高}} = -0.073, t = -1.124, P > 0.05$; $\text{simple slope}_{\text{低}} = 0.630, t = 6.524, P < 0.001$)。非理性拖延更容易诱发低正念个体的抑郁($\text{simple slope}_{\text{高}} = -0.206, t = -3.616, P < 0.001$; $\text{simple slope}_{\text{低}} = 0.624, t = 9.562, P < 0.001$)或焦虑($\text{simple slope}_{\text{高}} = -0.149, t = -2.021, P < 0.05$; $\text{simple slope}_{\text{低}} = 0.394, t = 10.415, P < 0.001$)情绪。非理性拖延在手机成瘾与抑郁情绪或焦虑情绪关系中的间接效应在低正念群体中更加显著(见表3)。

3 讨 论

相关分析结果表明,手机成瘾与非理性拖延、抑郁、焦虑情绪均呈显著正相关,这一结果表明手机已经成为互联网时代的一把“双刃剑”,虽然其能够为人们的工作或生活带来诸多便利,极大地提升了人

们人际沟通及信息获取的效率,但不恰当或过度的手机使用不仅会诱发个体的行为适应问题,如非理性拖延行为^[3],也会在一定程度上导致个体的情绪适应不良,如抑郁、焦虑等情绪问题^[7-9]。此外,非理性拖延与抑郁及焦虑情绪均呈显著正相关,表明非理性拖延行为作为一种外化行为问题可能是诱发个体内化问题的潜在风险因素^[15]。未来研究有必要对非理性拖延行为与个体情绪适应问题的关系及内在作用机制展开深入探讨。

中介效应分析结果表明,手机成瘾不仅能够直接预测个体的抑郁及焦虑情绪,而且能够通过非理性拖延行为的中介作用间接预测个体的抑郁及焦虑情绪。以往研究发现手机成瘾伴随的不分时间、场合的无节制的手机使用会占用面对面人际互动的的时间,导致人际适应不良,并因此诱发个体抑郁、焦虑等消极情绪^[7]。非理性拖延的中介作用结果表明非理性拖延行为作为手机成瘾所诱发的外化行为问题是手机成瘾诱发个体情绪适应问题的重要桥梁,是揭示手机成瘾诱发内化问题的内在机制重要视角。这一结果也表明手机成瘾伴随的个体无节制的手机使用行为还可能会阻碍个体计划行为的实施,致使个体产生非理性拖延等行为适应不良,并因此诱发个体的抑郁和焦虑情绪。以往研究认为手机作为信息科技发展的产物,其便携性和功能多样化等特点为人们营造了一个极具吸引力的技术生态环境,使

得个体不易将自己的注意力独立于手机之外,进而降低了个体对计划行为的注意监控能力,导致个体的注意焦点脱离计划目标行为,并因此不利于计划行为的顺利实施而导致非理性拖延^[9]。手机成瘾所诱发的非理性拖延行为也会增加个体的消极情绪体验。长期的非理性拖延行为会降低个体的自我效能感,并诱发一系列不健康行为^[12],使个体陷入外化行为问题的泥潭不能自拔,并因此诱发个体的消极情绪。另一方面,长期的非理性拖延行为意味着大量计划任务被堆积,这将诱发个体的挫败感和无助感,并因此增加个体产生消极情绪的风险。

此外,本研究还发现手机成瘾、非理性拖延和抑郁或焦虑构成的中介模型存在个体差异。具体而言,手机成瘾与抑郁的关系受到正念的调节;非理性拖延行为与抑郁和焦虑的关系均会受到正念的调节。即与正念水平较高的个体相比,手机成瘾更容易诱发低正念个体的抑郁情绪,非理性拖延行为为更容易诱发低正念个体的抑郁、焦虑情绪。这表明正念作为一种积极的人格特质能够在手机成瘾、非理性拖延等非适应性因素诱发个体消极情绪的过程中起缓冲作用^[17,9]。以往研究认为正念是个体心理健康发展的重要保护性因素,尤其是对个体的情绪适应具有积极意义,它不仅能够缓解抑郁等消极情绪,而且能够促进个体幸福感的提升^[21,22]。研究还指出“接纳”和“不评判”是正念对个体情绪健康起促进和改善作用的核心要素^[23,16]。首先,从“接纳”的视角来看,正念高的个体更容易对自身的身心状态持接纳而非回避或压抑的态度,这不仅有助于个体客观认知自身状态,而且有助于个体从消极的经历或体验中抽离,降低个体产生消极情绪的可能性^[24,25]。其次,从“不评判”的角度来看,正念高的个体更容易不带任何可能的主观评价(无论是好是坏、积极或消极、值得或不值等),完全接纳自己的处境或状态,即使个体卷入手机成瘾、非理性拖延行为的泥潭,也能够坦然接纳这种状态,将自己的注意力集中到当下正在做的事情上,不反刍、不懊悔。这不仅有助于个体从手机成瘾或非理性拖延所诱发的恶性循环中走出,而且有利于缓解个体的消极体验。这一结果也支持了正念的再感知模型,即高正念个体更容易对消极的经历或体验进行积极的“再感知”,以发现消极的经历或体验背后的积极意义,从而改善个体情绪^[26]。因此,正念能够稀释手机成瘾和非理性拖延对个体消极情绪的诱发作用。此外,本研究也发现,正念在手机成瘾与焦虑情绪之间的调节作用不显

著。这可能是因为与抑郁情绪相比,焦虑情绪更具有弥漫性、渗透性和不可控性,且带有更多的生理反应,如紧张,心跳加速等^[27],这使得正念的调节效应受到了抑制。

参 考 文 献

- 1 周宗奎,刘勤学. 网络心理学:行为的重构. 中国社会科学评价, 2016, (3): 55-67
- 2 Poushter J, Bishop C, Chwe H. Social media use continues to rise in developing countries but plateaus across developed ones. Pew Research Center, 2018. 22
- 3 连帅磊,刘庆奇,孙晓军,等. 手机成瘾与大学生拖延行为的关系:有调节的中介效应分析. 心理发展与教育, 2018, 34(5): 595-604
- 4 刘勤学,杨燕,林悦,等. 智能手机成瘾:概念、测量及影响因素. 中国临床心理学杂志, 2017, 25(1): 82-87
- 5 廖慧云,钟云辉,王冉冉,等. 大学生手机成瘾倾向、自尊及羞怯与人际关系困扰的关系. 中国临床心理学杂志, 2016, 24(5): 852-855
- 6 林悦,刘勤学,邓寒,等. 智能手机成瘾者的注意执行控制功能:心智游移的作用. 心理发展与教育, 2018, (3): 273-283
- 7 张玥,张冬静,熊琳,等. 手机成瘾与大学生抑郁、焦虑的关系:中介与调节效应分析. 中国临床心理学杂志, 2018, 26(6): 1086-1090
- 8 陈春宇,连帅磊,杨晨,等. 手机成瘾与大学生抑郁的关系:疲惫感和反刍思维的作用. 中国临床心理学杂志, 2019, 27(4): 746-749
- 9 刘庆奇,周宗奎,牛更枫,等. 手机成瘾与青少年睡眠质量:中介与调节作用分析. 心理学报, 2017, 49(12): 1524-1536
- 10 龚艳萍,陈卓,谢菊兰,等. 手机冷落行为的前因、后果与作用机制. 心理科学进展, 2019, 27(7): 1258-1267
- 11 段东园,程琪,张学民,等. 中学生消极人际关系、焦虑、暴力媒体接触程度和攻击行为的关系. 中国临床心理学杂志, 2014, 22(2): 281-284
- 12 倪士光,徐继红,叶霖. 非理性拖延量表的修订及其与健康行为的关系:自我效能的中介作用. 中国临床心理学杂志, 2012, 20(5): 603-605
- 13 Rebetz MML, Rochat L, Barsics C, et al. Procrastination as a self-regulation failure: The role of inhibition, negative affect, and gender. Personality and Individual Differences, 2016, 101: 435-439
- 14 Stead R, Shanahan MJ, Neufeld RWJ. "I'll go to therapy, eventually": Procrastination, stress and mental health. Personality & Individual Differences, 2010, 49(3): 175-180
- 15 Steel P. The nature of procrastination: A meta-analytic and theoretical review of quintessential self-regulatory failure. Psychological Bulletin, 2007, 133(1): 65-94